

О ТЕНДЕНЦИЯХ МЕЖРЕГИОНАЛЬНОГО НЕРАВЕНСТВА РАЗМЕРА ЗАРАБОТНОЙ ПЛАТЫ В РЕСПУБЛИКЕ БЕЛАРУСЬ

Т.В. Маковецкая*

Аннотация. Проанализированы тенденции, характеризующие межрегиональные различия в уровне заработной платы в Республике Беларусь за период 2015–2023 гг. Изучены структурные изменения крайних децильных групп, сформированных из административно-территориальных единиц базового уровня, рассмотрена динамика различных коэффициентов дифференциации. Дана количественная оценка межрегиональной дифференциации уровня заработной платы. Проведена декомпозиция индекса Тейла для анализа влияния межобластного и внутриобластного неравенства на общую величину межрегиональных диспропорций. Сделан вывод о слабой положительной динамике снижения межрегиональных различий, начиная с 2022 г.

Ключевые слова: заработная плата, межрегиональное неравенство, дифференциация, индекс Тейла.

JEL-классификация: J31, R13, R58.

DOI: 10.46782/1818-4510-2024-3-95-107

Материал поступил 6.08.2024 г.

Одной из Целей устойчивого развития на период до 2030 г., принятых ООН в 2015 г., является сокращение неравенства внутри стран и между ними. Республика Беларусь, являясь членом ООН, проводит политику по всем направлениям в социально-экономической и экологической сферах, направленную на достижение Целей устойчивого развития (ЦУР). Сокращению неравенства в стране способствует реализация бюджетно-налоговой политики, а также решение актуальных задач, касающихся заработной платы и социальной защиты. Наличие межрегиональных диспропорций в уровне заработной платы является одним из факторов, определяющих привлекательность регионов для трудовых мигрантов, что способствует социально-экономическому развитию отдельных территорий.

Заработная плата – основной доход большей части населения, вовлеченного в

трудовую деятельность. Проблема неравенства в распределении доходов актуальна для исследования во всем мире. Значительный вклад в развитие теории, позволяющей количественными методами оценивать различные показатели, включая доходы населения, внесли А. Аткинсон (Atkinson, 1970), Х. Далтон (Dalton, 1920), К. Джини (С. Gini, 1912), Ф. Коуел (Cowell, 1977), А. Тейл (Theil, 1967) и др. Разработанные меры неравенства современные исследователи активно применяют для анализа процессов, характеризующих социально-экономическое межрегиональное неравенство (Гагарина, Болотов, 2021; Маслихина, 2013; Толмачев, Барашов, Латков, 2017). В отечественных исследованиях вопросу межрегиональной дифференциации доходов уделяется недостаточно внимания, что связано с ограниченностью аналитической базы. Как правило, сопоставления осуществляются на

* Маковецкая Татьяна Витальевна (maktatsiana@gmail.com), кандидат физико-математических наук, доцент, Белорусский государственный университет (г. Минск, Беларусь); <https://www.orcid.org/0000-0001-7748-7484>

межобластном уровне в рамках исследований на более широкие темы. Однако стоит отметить работу Т.Н. Долининой (2021), в которой представлен подробный анализ дифференциации заработной платы по различным параметрам.

Согласно Закону Республики Беларусь от 5 мая 1998 г. № 154-З «Об административно-территориальном устройстве Республики Беларусь»¹ территория Республики Беларусь делится на территорию столицы Республики Беларусь и территории областей как административно-территориальных единиц (АТЕ). Группировку АТЕ можно производить на областном уровне (выделяют 6 областей и г. Минск), базовом (выделяют 118 районов, 10 городов областного подчинения и г. - Минск), а также на более многочисленном первичном уровне. Объектом данного исследования являются АТЕ базового уровня. Цель исследования – выявить тенденции межрегионального неравенства уровня заработной платы в Республике Беларусь на современном этапе развития страны.

Этапы, методы исследования и аналитическая база

Для достижения поставленной цели проанализированы тенденции:

в структуре распределения регионов базового уровня динамики номинальной начисленной среднемесячной заработной платы; межрегионального неравенства в распределении номинальной начисленной среднемесячной заработной платы.

Для решения поставленных задач проводилось исследование следующих статистических показателей за период 2015–2023 гг.: номинальная начисленная среднемесячная заработная плата², списочная численность работников в среднем за период (за год)³.

Учитывая, что уровень цен в регионах в один и тот же период может значительно варьироваться, более информативным показателем для анализа могла бы стать номинальная начисленная среднемесячная

заработная плата, скорректированная с учетом соотношения стоимости некоторого фиксированного набора товаров и услуг в регионах к аналогичному общереспубликанскому показателю (Маслихина, 2013). Такая корректировка может значительно повлиять на результаты исследования при изучении показателей, характеризующих доходы населения. Однако при рассмотрении данного вопроса в рамках Республики Беларусь можно предположить, что ценовая дифференциация по регионам не является значительной. Например, бюджет прожиточного минимума, при расчете которого учитывается стоимость фиксированного набора товаров и услуг, является единым для всех АТЕ. Таким образом, корректировка номинальной начисленной среднемесячной заработной платы с учетом различий в уровнях региональных цен в данном исследовании не проводилась.

На первом этапе исследования рассматривалась структура первой и последней децильных групп ранжированных рядов по уровню номинальной начисленной среднемесячной заработной платы, рассчитывались величины различных коэффициентов межрегиональной дифференциации (коэффициент межрегиональной дифференциации (по АТЕ базового уровня), децильный коэффициент дифференциации, коэффициент дифференциации средней номинальной заработной платы крайних децильных групп).

На втором этапе была проведена оценка неравенства распределения номинальной начисленной среднемесячной заработной платы среди регионов (АТЕ базового уровня) при помощи мер неравенства Тейла, рассмотрен вопрос региональной σ -конвергенции (-дивергенции), а также при помощи декомпозиции индекса Тейла определен вклад межобластного неравенства в общий показатель дифференциации.

Использование мер неравенства Тейла при анализе пространственной дифференциации

Рассмотрим класс показателей общей энтропии (Cowell, 2000. Р. 59):

$$E(\alpha) = \frac{1}{n(\alpha^2 - \alpha)} \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right], \quad (1)$$

¹ URL: <https://etalonline.by/document/?regnum=h19800154>

² URL: <http://dataportal.belstat.gov.by/Indicators/Preview?key=155439>

³ URL: <http://dataportal.belstat.gov.by/Indicators/Preview?key=153155>

где n – общее число значений;
 y_i – i -е значение показателя;
 \bar{y} – среднее значение показателя;
 α – произвольный параметр.

Мерами неравенства Тейла принято называть два представителя класса (1): при $\alpha = 0$ и при $\alpha = 1$.

Используя правило Лопиталья, при $\alpha \rightarrow 0$ получаем формулу среднего логарифмического отклонения:

$$E(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{\bar{y}}{y_i} \right). \quad (2)$$

Аналогично при $\alpha \rightarrow 1$ получаем непосредственно индекс Тейла:

$$E(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\bar{y}} \ln \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right). \quad (3)$$

Диапазон изменения мер неравенства Тейла: $E(0) \in [0; +\infty]$, $E(1) \in [0; \ln n]$. Чем ближе результат вычисления $E(0)$ и $E(1)$ к 0, тем ниже вариация исследуемого показателя (Bellu, Liberati, 2006).

Меры неравенства Тейла широко применяются при анализе диспропорций в распределении доходов населения, поскольку удовлетворяют важным принципам измерения неравенства (Cowell, 2000. PP. 54–61): слабому и сильному принципу трансфертов (определяют влияние перераспределения доходов от богатых к бедным на изменение величины меры неравенства), принципу независимости от шкалы измерения величины дохода (инвариантность относительно пропорционального изменения всех значений совокупности), принципу населения (инвариантность относительно дублирования наблюдений), принципу декомпозиции (показатель неравенства должен без остатка раскладываться в сумму неравенств внутри отдельных групп и межгруппового неравенства).

Так как дифференциация в распределении доходов измеряется между регионами, а не отдельными индивидами, то в мерах неравенства Тейла необходимо учитывать численность населения региона. Как отмечала М.Ю. Малкина (2016), есть несколько существенных аргументов в пользу взвешенного подхода. Основным аргументом является необходимость оценки рав-

номерности распределения. Равномерность по определению – некое соответствие одной структуры другой. Это может быть, например, распределение доходов относительно распределения населения в регионах. Оцененное невзвешенным методом межрегиональное неравенство будет выявлять межрегиональную остроту проблемы, а оцененное взвешенным методом – ее масштаб. В пользу взвешенного подхода говорит тот факт, что при исследовании некоторых явления невзвешенные оценки более подвержены влиянию небольших регионов, что искажает масштаб явления в этих регионах (Толмачев, Барашов, Латков, 2017).

При взвешивании мер неравенства Тейла получаем варианты формул (2) и (3) (Маслихина, 2013):

$$T_{MLD} = \sum_{i=1}^n \frac{p_i}{p} \ln \left(\frac{\bar{y}}{y_i} \right), \quad (4)$$

$$T = \sum_{i=1}^n \frac{p_i}{p} \frac{y_i}{\bar{y}} \ln \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right), \quad (5)$$

где T_{MLD} – среднее логарифмическое отклонение (взвешенное);

T – индекс Тейла (взвешенный вариант);

n – число регионов;

p_i – численность населения в регионе;

p – общая численность населения во всех регионах;

y_i – среднедушевой доход в регионе i ;

\bar{y} – среднедушевой доход по всем регионам.

В работе В.Ю. Маслихиной (2013) при исследовании пространственного неравенства в уровне номинальной начисленной среднемесячной заработной платы в Приволжском федеральном округе (далее ПФО) использовались взвешенные меры Тейла, где величины из формулы (5) имели следующую интерпретацию: y_i – номинальная начисленная среднемесячная заработная плата в регионе i ПФО, \bar{y} – номинальная начисленная среднемесячная заработная плата по ПФО, p_i – численность населения в регионе ПФО, p – общая численность населения ПФО, n – число регионов ПФО.

В настоящем исследовании относительно показателей p_i и p сделано другое предположение. Согласно Методике по расчету

общего объема фонда заработной платы работников⁴, «номинальная начисленная среднемесячная заработная плата определяется делением начисленного фонда заработной платы работников списочного состава, включая подоходный налог и обязательный страховой взнос работника, на среднесписочную численность работников организации и на количество месяцев в периоде». Таким образом, в формировании регионального показателя существенную роль играет именно среднесписочная численность работников региона, а не общая численность населения региона. Поскольку данные о среднесписочной численности работников представлены в официальной статистике только в разрезе АТЕ областного уровня, то при взвешивании мер неравенства Тейла предлагается использовать близкий по экономическому содержанию и доступный в разрезе АТЕ базового уровня показатель *списочная численность работников в среднем за период*. При исчислении обоих показателей учету подлежат практически одни и те же категории лиц за исключением некоторых различий⁵.

Получаем следующую систему обозначений к формулам (4) и (5): y_i – номинальная начисленная среднемесячная заработная плата в АТЕ i ; \bar{y} – номинальная начисленная среднемесячная заработная плата по всем АТЕ, взвешенная списочной численностью работников в среднем за год; $n = 129$ – число АТЕ базового уровня; p_i – списочная численность работников в среднем за год в АТЕ i ; $p = \sum_{i=1}^n p_i$ – списочная

численность работников в среднем за год по всем АТЕ.

Стоит отметить, что показатель p должен рассчитываться путем суммирования значений списочной численности работников в среднем за год по всем АТЕ, даже если результат будет отличаться от представленного в официальной статистике общереспубликанского показателя (за исключением данных за 2016 г. и 2019 г.)⁶. Такая связь необходима для корректного использования формул (4) и (5).

Меры неравенства Тейла широко используются при анализе процессов региональной σ -конвергенции (σ -дивергенции) – процесса снижения (роста) дифференциации регионов по значениям показателя во времени. Для выявления наличия σ -конвергенции (σ -дивергенции) достаточно определить направление динамики индекса Тейла T (как правило, именно этот индекс из двух мер неравенства Тейла предпочитают исследователи, т. к. он одинаково чувствителен к изменениям значений признака по всей шкале распределения, в отличие от T_{MLD} , придающего больший вес неравномерности в нижней границе распределения). Если индекс падает, то имеет место σ -конвергенция, если растет – σ -дивергенция.

Сравнение мер неравенства Тейла (4) и (5) позволяет сделать вывод о преобладающем влиянии на диспаритет либо «бедных», либо «богатых» регионов: если $T > T_{MLD}$, то значительное влияние на общую неравномерность распределения показателя оказывают регионы, в которых показатель принимает высокие значения, и наоборот, при $T < T_{MLD}$ существенное влияние на неравномерность распределения оказывают регионы с низкими показателями (Бровкова, 2014).

Свойство декомпозиции индекса Тейла часто применяется для определения вклада межгруппового неравенства⁷ в величину

⁴ Методика по расчету общего объема фонда заработной платы работников. Минск: Национальный статистический комитет Республики Беларусь. URL: <https://www.belstat.gov.by/metodologiya/metodiki-po-formirovaniyu-i-raschetu-statistichesk>

⁵ Категории работников, включаемые или не включаемые в расчет среднесписочной численности работников за год и списочной численности работников в среднем за год, можно найти, например, в Приложении 1 «Указаний по заполнению форм государственной статистической отчетности 1-мп «Отчет о финансово-хозяйственной деятельности малой организации» и 1-мп (микро) «Отчет о финансово-хозяйственной деятельности микроорганизации». URL: https://www.belstat.gov.by/informatsiya-dlya-respondenta/gosudarstvennye-statisticheskie-nablyudeniya/formy-gosudarstvennyh-statisticheskikh-nablyuden_2/albom-form-t-sentralizovannyh-statisticheskikh-nablyudenii/strykturnaja_stat_1mp_1mp_mikro/

⁶ Различие в значениях объясняется проведением в 2015, 2017, 2018, 2020–2023 гг. выборочного государственного статистического наблюдения за финансово-хозяйственной деятельностью микроорганизаций. Результаты экстраполировались, начиная с областного уровня. Таким образом, областные и общереспубликанские показатели представлены с учетом экстраполяции, а районные – без нее.

⁷ Регионы страны объединяются в группы-территории согласно некоторому выбранному принципу (принадлежность одному округу, области и т. д.). Далее измеряется неравенство между территориальными группами.

ну межрегионального неравенства в целом (Yemtsov, 2005; Гагарина, Болотов, 2021).

Предположим, n регионов государства, используя некоторый признак, можно разделить на k групп-территорий (каждый регион принадлежит ровно одной террито-

рии). Получаем $n = \sum_{j=1}^k n_j$, где n_j – число ре-

гионов, принадлежащих территориальной группе j . Тогда индекс Тейла (5) с учетом территориальной группировки примет вид

$$T = \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^{n_j} \frac{s_{h,j}}{s} \cdot \frac{z_{h,j}}{\bar{z}} \cdot \ln \frac{z_{h,j}}{\bar{z}}, \quad (6)$$

где $z_{h,j}$ – среднедушевой доход в регионе h , принадлежащем территориальной группе j ;

\bar{z} – среднедушевой доход по всем территориальным группам (по всем регионам);

$s_{h,j}$ – численность населения в регионе h , принадлежащем территориальной группе j ;

s – общая численность населения по всем территориальным группам (по всем регионам).

Для каждой j -й территории *внутригрупповой* индекс Тейла T_{W_j} может быть записан в виде

$$T_{W_j} = \sum_{h=1}^{n_j} \frac{s_{h,j}}{s_j} \cdot \frac{z_{h,j}}{z_j} \cdot \ln \frac{z_{h,j}}{z_j}, \quad (7)$$

где z_j – среднедушевой доход в территориальной группе j ;

s_j – численность населения в территориальной группе j ;

$z_{h,j}, s_{h,j}$ – из формулы (6).

Межгрупповой индекс Тейла T_B :

$$T_B = \sum_{j=1}^k \frac{s_j}{s} \cdot \frac{z_j}{\bar{z}} \cdot \ln \frac{z_j}{\bar{z}}. \quad (8)$$

Учитывая справедливость равенства

$\sum_{h=1}^{n_j} \frac{s_{h,j}}{s_j} \cdot \frac{z_{h,j}}{z_j} = 1$, преобразуем следующее выражение:

$$T_B + \sum_{j=1}^k \frac{s_j}{s} \cdot \frac{z_j}{\bar{z}} \cdot T_{W_j} = \sum_{j=1}^k \frac{s_j}{s} \cdot \frac{z_j}{\bar{z}} \cdot \ln \frac{z_j}{\bar{z}} + \sum_{j=1}^k \frac{s_j}{s} \cdot \frac{z_j}{\bar{z}} \cdot \left(\sum_{h=1}^{n_j} \frac{s_{h,j}}{s_j} \cdot \frac{z_{h,j}}{z_j} \cdot \ln \frac{z_{h,j}}{z_j} \right) =$$

$$= \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^{n_j} \frac{s_j}{s} \cdot \frac{z_j}{\bar{z}} \cdot \frac{s_{h,j}}{s_j} \cdot \frac{z_{h,j}}{z_j} \cdot \ln \frac{z_{h,j}}{\bar{z}} = T.$$

Таким образом, получаем декомпозицию индекса Тейла на межгрупповую и среднюю из внутригрупповых составляющих:

$$T = T_B + \sum_{j=1}^k \frac{s_j}{s} \cdot \frac{z_j}{\bar{z}} \cdot T_{W_j}.$$

Выше представлен вариант декомпозиции индекса Тейла в терминах «среднедушевой доход» и «численность населения», поскольку именно они чаще всего встречаются в исследованиях по данной теме. В частности, аналогичный результат получим, заменив соответственно показатели «среднедушевой доход» и «численность населения» на показатели «номинальная начисленная среднемесячная заработная плата» и «списочная численность работников в среднем за период».

Структурные изменения в крайних децильных группах, определяемых уровнем заработной платы по АТЕ базового уровня

На первом этапе исследования были изучены тенденции в распределении регионов базового уровня по уровню номинальной начисленной среднемесячной заработной платы (далее ННСЗП) за период 2015–2023 гг. Все АТЕ (в количестве 129) в каждом периоде были проранжированы по возрастанию изучаемого показателя, затем определены первая и последняя децильные группы. В каждую группу вошло по 13 АТЕ. В структуре децильных групп отмечены следующие тенденции.

На протяжении девятилетнего периода в состав первой децильной группы («отстающих») неизменно входит Шарковщинский район, часто являясь регионом с наименьшей величиной номинальной начисленной среднемесячной заработной платы (табл. 1).

Также частыми представителями этой группы являются районы: Ушачский, Браславский, Миорский, Кормянский, Мстиславский, Хотимский, Славгородский, Круглянский. С 2015 г. в структуре группы наблюдалось преобладание районов Витебской области, с 2019 г. – районов Могилевской области. За весь период исследования

**Номинальная начисленная среднемесячная заработная плата
в первой и десятой децильных группах, 2015–2023 гг., руб.**

Год	Первая децильная группа – «отстающие»			Десятая децильная группа – «лидеры»		
	Минимальная ННСЗП, район/город	Максимальная ННСЗП, район/город	Средняя ННСЗП в группе	Минимальная ННСЗП, район/город	Максимальная ННСЗП, район/город	Средняя ННСЗП в группе
2015	433,1 Шарковщинский	473,5 Бешенковичский	462,5	637,2 Жлобинский	995,9 Солигорский	790,0
2016	449,5 Шарковщинский	495,8 Браславский	484,7	676,4 Логойский	1074 Солигорский	892,2
2017	494,2 Шарковщинский	561,2 Браславский	547,8	794,6 Логойский	1207,1 Солигорский	1026,3
2018	590,1 Шарковщинский	659,9 Дрибинский	640,4	934,2 Островецкий	1413,6 Солигорский	1208,3
2019	671,5 Шарковщинский	741,1 Глусский	719,1	1044,9 Жлобинский	1601,5 Солигорский	1345,4
2020	776,1 Шарковщинский	858,1 Краснопольский	835,5	1184,6 г. Жодино	1771,7 Солигорский	1572,8
2021	882,9 Шарковщинский	970 Миорский	948,7	1378,1 Мозырский	2028,5 Солигорский	1815,2
2022	1021,5 Кормянский	1114,9 Дрибинский	1082,6	1574,4 Мозырский	2255,1 г. Минск	2029,9
2023	1229,8 Кормянский	1313 Круглянский	1286	1853,1 Мозырский	2569,1 г. Минск	2348,2

Источник. Авторская разработка.

районы Минской области и города областного подчинения в первую децильную группу не входили.

Десятую децильную группу («лидеров») на протяжении всего периода исследования составляли г. Минск, г. Брест, г. Гродно, г. Новополоцк, Дзержинский р-н, Минский р-н, Мозырский р-н, Речицкий р-н, Смолевичский р-н, Солигорский р-н. В группе «лидеров» поочередно оказывались г. Жодино, Жлобинский р-н, Логойский р-н, Несвижский р-н, Островецкий р-н, Светлогорский р-н. Большинство членов десятой децильной группы – АТЕ Минской области. До 2021 г. на первом месте находился Солигорский р-н, а с 2022 г. года лидирующую позицию занял г. Минск.

Региональные различия в уровне заработной платы в значительной мере обусловлены отраслевой структурой производства в различных областях и связаны с деятельностью крупных промышленных предприятий, особенно монополистических компаний, использующих капиталоемкие технологии, которые позволяют генерировать высокую добавленную стоимость на одного сотрудника (Долинина, 2021). Эта тенденция наблюдается и в настоящее время. Например, в 2023 г.

лидирующие позиции по величине номинальной начисленной среднемесячной заработной платы занимали такие виды экономической деятельности как информация и связь (5122,0 руб.); горнодобывающая промышленность (3638,9 руб.); финансовая и страховая деятельность (3050,4 руб.); обрабатывающая промышленность (2001,1 руб.), в частности, производство кокса и продуктов нефтепереработки (2778,8 руб.) и производство химических продуктов (2778,8 руб.); профессиональная, научная и техническая деятельность (2338,5 руб) и др⁸. Группа «лидеров» располагает на своих территориях многочисленные ИТ-компании и финансовые организации, сконцентрированные в областных центрах республики, а также такие промышленные гиганты, как ОАО «Беларуськалий», ПО «Белоруснефть», ОАО «Нафтан», ОАО «Мозырский нефтеперерабатывающий завод», Белорусская АЭС и др. В состав группы «отстающих» попадали регионы, основной вид экономической деятельности которых связан с ведением сельского, лесного и рыбного хозяйства (НЗП за 2023 г. составила

⁸ Номинальная начисленная среднемесячная заработная плата по видам экономической деятельности. URL: <http://dataportal.belstat.gov.by/Indicators/Preview?key=155348#>

1486,0 руб.), а также в незначительной мере с производством продукции пищевой и легкой промышленности (филиал «Мстиславский» ОАО «Бабушкина Крынка», ОАО «Мстиславльлён», Браславский цех по производству сыра Глубокского молочноконсервного комбината, ОАО «Миорский льнозавод» и др.).

При рассмотрении показателей социально-экономического развития «отстающих» регионов можно сделать следующие выводы. Для большинства АТЕ, входящих в указанную группу, характерны очень низкие значения долей занятого населения, объема промышленного производства, инвестиций в основной капитал и прямых иностранных инвестиций в реальный сектор экономики в соответствующих областных показателях. Данные для некоторых представителей первой децильной группы представлены в табл. 2.

Такая ситуация может указывать на низкую привлекательность региона для трудовых мигрантов, что, возможно, связано с отсутствием высокооплачиваемой работы, доступного качественного жилья, развитой инфраструктуры, а также с отсутствием интереса со стороны иностранных инвесторов к ведению бизнеса на таких территориях и медленным процессом модернизации предприятий, приводящем к малоэффективному производству и сдерживанию роста заработной платы работников. Также стоит отметить преобладание в структуре региональной экономики предприятий агропромышленного комплекса. Кроме того, в некоторых «отстающих»

регионах в течение рассматриваемого периода неоднократно фиксировался отрицательный показатель рентабельности продаж (Славгородский р-н, Хотимский р-н, Шарковщинский р-н), что свидетельствует о наличии низкоприбыльных, в том числе убыточных, организаций. Также стоит отметить, что ряд регионов первой децильной группы (районы Ветковский, Ельский, Кормянский, Краснопольский, Лельчицкий, Славгородский) являются территориями, наиболее пострадавшими от последствий аварии на ЧАЭС, что существенно затрудняет создание эффективного производства с высоким уровнем заработной платы, особенно в сельскохозяйственном секторе.

Таким образом, структура групп «лидеров» и «отстающих» оставалась на протяжении всего исследования практически неизменной. Формирование крайних децильных групп определялось отраслевой направленностью регионов. В большинстве случаев члены группы «отстающих» – это малопривлекательные территории для трудовых мигрантов и иностранных инвесторов с преобладающим малоэффективным и низкорентабельным производством.

Показатели дифференциации заработной платы по АТЕ базового уровня в разрезе децильных групп

Для оценки величины различий между представителями группы «лидеров» и группы «отстающих» были рассчитаны следующие величины (табл. 3): децильный коэффициент дифференциации (соотношение

Таблица 2

Показатели социально-экономического развития некоторых регионов группы «отстающих», 2022 г., % к областному уровню

АТЕ базового уровня	Доля занятого населения	Доля объема промышленного производства	Доля инвестиций в основной капитал	Доля прямых иностранных инвестиций
Кормянский р-н	0,9	0,1	0,7	0,02
Круглянский р-н	1,1	0,2	1,1	0,06
Мстиславский р-н	1,7	0,7	1,1	0,13
Октябрьский р-н	0,9	0,2	1,8	-
Славгородский р-н	1,0	0,7	1,8	0,00
Хотимский р-н	0,9	0,1	0,9	-
Шарковщинский р-н	1,1	0,1	0,7	0,64

Источник. Составлено по данным: Регионы Республики Беларусь: стат. сборник. 2023. Т. 2. Минск: Национальный статистический комитет Республики Беларусь. С. 97, 188–191, 198, 245–248, 265–268, 486, 549–552, 557–560, 565–572.

Показатели дифференциации номинальной начисленной среднемесячной заработной платы по АТЕ базового уровня, 2015–2023 гг.

Год	Децильный коэффициент дифференциации	Децильный коэффициент дифференциации средней ННСЗП	Коэффициент межрегиональной дифференциации
2015	1,35	1,71	2,30
2016	1,36	1,84	2,39
2017	1,42	1,87	2,44
2018	1,42	1,89	2,40
2019	1,41	1,87	2,38
2020	1,38	1,88	2,28
2021	1,42	1,91	2,30
2022	1,41	1,88	2,21
2023	1,41	1,83	2,09

Источник. Авторская разработка.

наименьшего значения показателя десятой децильной группы и наибольшего показателя первой), децильный коэффициент дифференциации средней номинальной начисленной среднемесячной заработной платы (соотношение среднего значения показателя десятой децильной группы и среднего значения показателя первой), коэффициент межрегиональной дифференциации (соотношение наибольшего значения показателя десятой децильной группы и наименьшего показателя первой).

Показатели дифференциации номинальной начисленной среднемесячной заработной платы по АТЕ базового уровня показали следующую динамику: минимальный уровень номинальной начисленной среднемесячной заработной платы АТЕ группы «лидеров» относительно максималь-

ного показателя в группе «отстающих» колебался в диапазоне 1,35–1,42; средний уровень ННСЗП в десятой децильной группе был на 71–91% выше показателя первой децильной группы; коэффициент межрегиональной дифференциации, рассчитанный по АТЕ базового уровня, продемонстрировал незначительный рост с 2015 г. по 2017 г., после чего начал снижаться (к 2023 г. на 14,3% относительно 2017 г.).

Интересно отметить, что наряду с практически стабильным снижением коэффициента межрегиональной дифференциации заработной платы (КМД баз. ур.) в 2017–2023 гг., рассчитанном по АТЕ базового уровня, аналогичный коэффициент (КМД обл. ур.), рассчитанный по АТЕ областного уровня, демонстрирует рост до 2021 г. включительно, затем начинает снижаться (рис. 1).

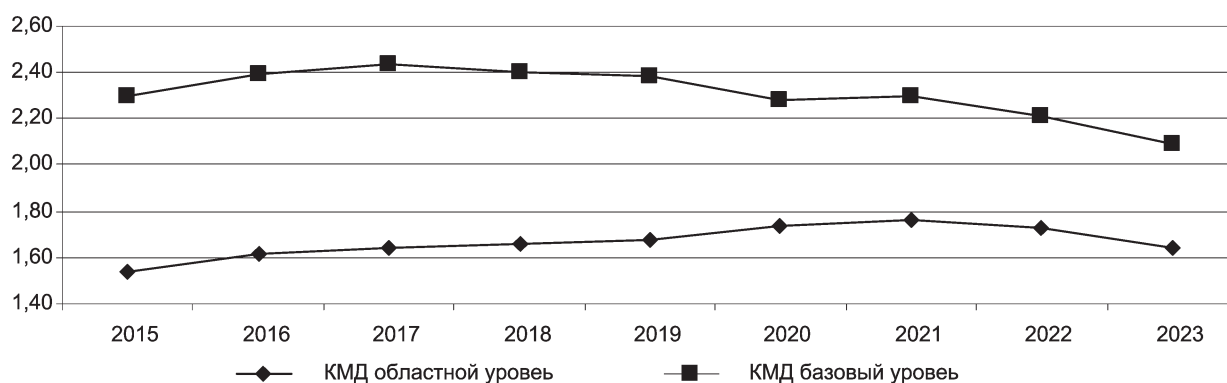


Рис. 1. Коэффициенты межрегиональной дифференциации, 2015–2023 гг.

Источник. Авторская разработка на основе: URL: <http://dataportal.belstat.gov.by/Indicators/Preview?key=155439>

Таким образом, в целом отмечается положительная тенденция к снижению межрегиональной дифференциации заработной платы, определяемой соотношением крайних значений показателей по АТЕ базового уровня, несмотря на незначительный рост неравенства, определяемого соотношением областных показателей.

Меры неравенства Тейла в оценке региональной дифференциации заработной платы среди АТЕ базового уровня

Соотношение значений отдельных единиц, безусловно, не дает полную картину о вариации признака в изучаемой совокупности, поскольку не учитывает все возможные наблюдаемые значения. Для более точной оценки дифференциации заработной платы, используя формулы (5) и (6), были рассчитаны меры неравенства Тейла – индекс Тейла (T) и среднее логарифмическое отклонение (T_{MLD}) (табл. 4).

Поскольку изучаемая совокупность состоит из АТЕ базового уровня, границы изменения индекса Тейла определяются неравенством:

$$0 \leq T \leq \ln(129) \approx 4,86.$$

Среднее логарифмическое отклонение не имеет верхней границы, снизу также ограничено нулем.

В целом на протяжении всего периода исследования меры неравенства Тейла принимают невысокие значения. Оба индекса T и T_{MLD} демонстрируют рост с 2015 г. по 2021 г. (на 44,7 и 44,4% относительно показателя 2015 г. соответственно), затем снижаются.

Также ежегодно значения индекса Тейла были несколько выше среднего логарифмического отклонения, что свидетельствует о большем вкладе в неравенство ре-

гионов с более высокой номинальной начисленной среднемесячной заработной платой. Однако, если с 2015 г. по 2020 г. разница индексов колебалась, то с 2021 г. наметилась тенденция к снижению Δ . Это говорит о выравнивании неравенства за счет более быстрого увеличения заработной платы в «бедных» регионах.

Таким образом, в период 2015–2021 гг. отмечался процесс σ -дивергенции регионов по уровню заработной платы с преобладающим влиянием на неравенство АТЕ с высоким значением показателя, в период 2022–2023 гг. – σ -конвергенции с ускоренным ростом заработной платы регионов, с низким показателем.

Декомпозиция индекса Тейла

В настоящем исследовании при помощи декомпозиции индекса Тейла (T) рассматривалось влияние областной группировки на величину общей межрегиональной дифференциации заработной платы. Административно-территориальные единицы базового уровня были разбиты на 6 групп по принципу областной принадлежности. Сначала для каждой территориальной группы $j, j = \overline{1,6}$, по формуле (7) был рассчитан внутригрупповой индекс Тейла (рис. 2).

Наиболее низкие индексы Тейла характерны для Могилевской и Брестской областей (0,0043 – 0,0065), далее – Гродненская и Гомельская области (0,0059 – 0,0091). Витебская область показывает стабильное снижение показателя с 0,0115 в 2015 г. до 0,0064 в 2023 г. (на 44,3%). Для Минской области за период 2015–2023 г. были характерны наивысшие значения индекса Тейла, что свидетельствует о большей дифференциации заработной платы по сравнению с другими областями страны.

Таблица 4

Меры неравенства Тейла по АТЕ базового уровня, 2015–2023 гг.

Год	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
T	0,0226	0,0282	0,0285	0,0288	0,0297	0,0317	0,0327	0,0282	0,0240
T_{MLD}	0,0223	0,0277	0,0282	0,0285	0,0292	0,0311	0,0322	0,0279	0,0239
Δ	0,0003	0,0005	0,0003	0,0003	0,0005	0,0006	0,0005	0,0003	0,0001

Источник. Авторская разработка.

В целом, для всех областей, кроме Витебской, 2015–2021 гг. являются периодом «неопределенности» (чередуются рост и спад неравенства в уровне заработной платы), а 2022–2023 гг. – периодом s-конвергенции. Для Витебской области на протяжении всего периода характерна s-конвергенция.

Межгрупповой индекс Тейла рассчитывался по формуле (8): каждая область представляла одну территориальную группу со значениями номинальной начисленной среднемесячной заработной платы и списочной численностью работников в среднем за период, вычисленными по данным регионов, формирующих эти области. Абсолютное значение компоненты межтерриториального индекса Тейла, определяющей вклад Минской области в межобластную диспаритет, оказалось в 5–8 раз больше аналогичных показателей по остальным областям. Например, в 2023 г. составляющие межгруппового индекса *ТВ* приняли следующие значения: Минская область – 0,0909, Витебская область – (-)0,0170, Брестская область – (-)0,0168, Могилевская область – (-)0,0164, Гомельская область – (-)0,0148, Гродненская область – (-)0,0117⁹.

Вклад межгрупповой и средней из внутригрупповых компонент в общие значения индекса Тейла представлен на рис. 3.

На протяжении 2015–2023 гг. различия в уровне заработной платы между областями республики объясняют 53–61% общей межрегиональной вариации, причем доля, характеризующая межобластную вариацию, имеет тенденцию к увеличению вплоть до 2022 г. включительно. Соответственно, оставшийся процент региональной вариации приходится на различия в уровне заработной платы между регионами внутри областей.

Таким образом, декомпозиция индекса Тейла показала, что в 2015–2023 гг. межобластные и внутриобластные диспропорции оказывали примерно равное влияние на межрегиональное неравенство в целом.

* * *

Отметим следующие тенденции межрегионального неравенства в распределении заработной платы, наблюдаемые за последние девять лет.

1. Структурный состав «лидирующих» и «отстающих» групп менялся несущественно и определялся отраслевой направленностью.

⁹ Знак (-) характерен для регионов с индивидуальными значениями анализируемого признака ниже средней величины. В частности, в нашем случае средний уровень номинальной начисленной среднемесячной заработной платы по всем областям, кроме Минской, ниже общереспубликанского уровня.

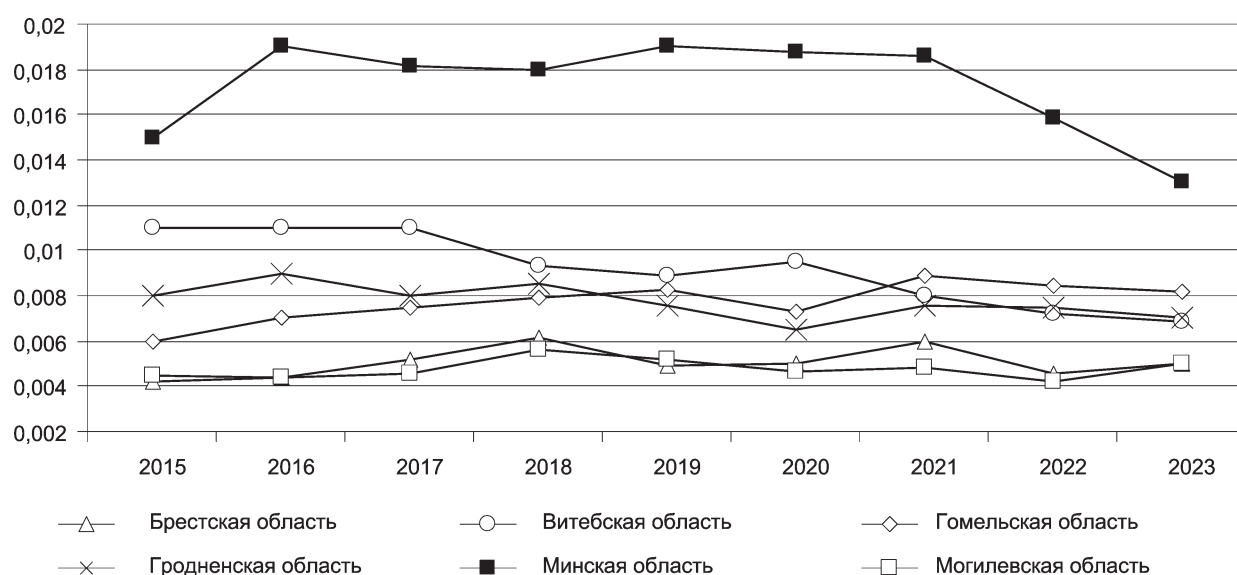


Рис. 2. Индексы Тейла по областям, 2015–2023 гг.

Источник. Авторская разработка.

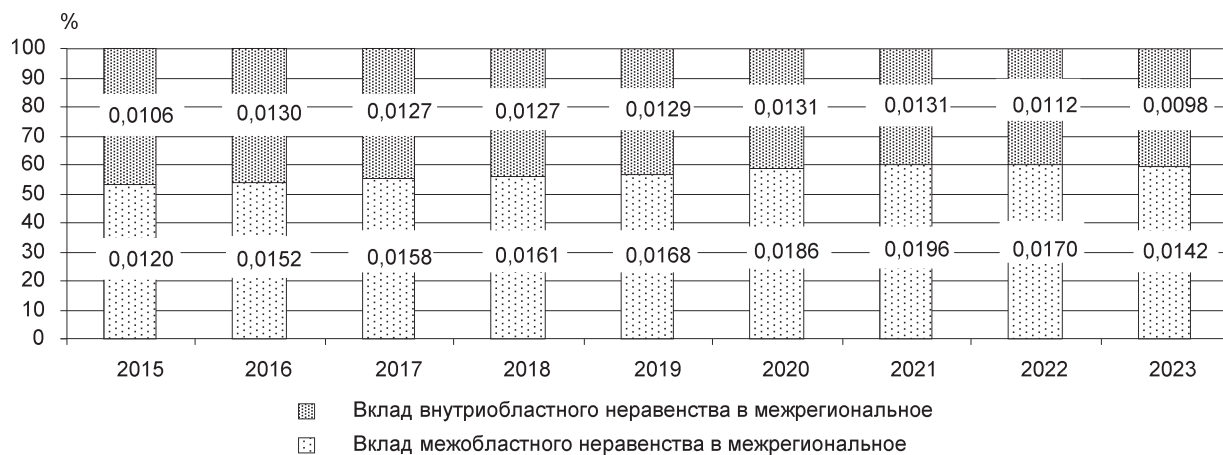


Рис. 3. Декомпозиция индекса Тейла, 2015–2023 гг.

Источник. Авторская разработка

стью регионов. Регионы, где расположены крупные технологичные промышленные предприятия, вносящие значительный вклад в создание валового внутреннего продукта страны, а также организации финансовой и IT сфер, являются характерными представителями «лидирующей» группы. Регионы, основной вид экономической деятельности которых связан с ведением сельского, лесного и рыбного хозяйства, производством продукции пищевой и легкой промышленности, – типичные представители «отстающей» группы.

2. Количественный анализ дифференциации заработной платы в крайних децильных группах показал либо несущественные колебания коэффициентов дифференциации (децильный коэффициент дифференциации колебался в пределах (1,35; 1,42), децильный коэффициент дифференциации средней НЗП – (1,71; 1,91)), либо тенденцию к снижению неравенства (коэффициент межрегиональной дифференциации по АТЕ базового уровня показал снижение с 2017 г., уменьшившись на 14,3% к 2023 г.).

3. Можно выделить два периода, определяющих направление процессов пространственной дифференциации: 2015–2021 гг. – период s-дивергенции регионов по уровню заработной платы с преобладающим влиянием на неравенство АТЕ с высоким значением показателя; 2022–2023 гг. – период s-конвергенции с ускоренным ростом заработной платы регионов, с низким уровнем показателя.

4. Декомпозиция индекса Тейла свидетельствует, что межобластное и внутриобластное неравенства в заработной плате примерно одинаково влияют на общую величину межрегионального на протяжении 2015–2023 гг. Таким образом, при необходимости государственная политика должна быть направлена на снижение как межобластных различий в уровне заработной платы, так и внутриобластных.

В целом тенденции последних лет в межрегиональной дифференциации заработной платы говорят скорее о незначительной положительной динамике. Межрегиональная дифференциация в любых аспектах является неизбежной и требует контроля. Поэтому постоянный мониторинг и количественный анализ процессов межрегиональной дифференциации заработной платы должен стать важной частью мероприятий, проводимых государственными органами в рамках социально-экономической политики, направленной на поддержку и развитие всех территорий Республики Беларусь.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ (REFERENCES)

Бровкова А.В. 2014. Совершенствование подходов к статистическому анализу социально-экономического неравенства и конвергенции регионов России. *Вестник Саратовского государственного социально-экономического университета*. № 2. С. 113–117. [Brovkova A.V. 2014.

Improving Methods of Statistical Analysis of Socio-economic Inequality and Regional Convergence in Russia. *Vestnik Saratovskogo gosudarstvennogo social'no-ekonomicheskogo universiteta*. No 2. PP. 113–117. (In Russ.)]

Гагарина Г.Ю., Болотов Р.О. 2021. Оценка межрегионального неравенства в Российской Федерации и его декомпозиция с применением индекса Тейла. *Федерализм*. Т. 26. № 4. С. 20–34. [Gagarina G.Y., Bolotov R.O. 2021. Valuation of Inequality in the Russian Federation and its Decomposition Using the Theil Index. *Federalizm*. Vol. 26. No 4. PP. 20–34. (In Russ.)] DOI: 10.21686/2073-1051-2021-4-20-34

Долинина Т.Н. 2021. Дифференциация заработной платы в национальной экономике Беларуси в контексте современной ренты. *Белорусский экономический журнал*. № 3. С. 83–99. [Dolinina T.N. 2021. Wage Differentiation in the National Economy of Belarus in the Context of Modern Rent Theory. *Belorusskiy ekonomicheskii zhurnal*. No 3. PP. 83–99. (In Russ.)] DOI: 10.46782/1818-4510-2021-3-83-99

Малкина М.Ю. 2016. К вопросу о необходимости взвешивания в межрегиональных исследованиях (ответ на статью К. П. Глущенко). *Пространственная экономика*. № 1. С. 163–184. [Malkina M.Yu. On the Issue of Weighting in Interregional studies (in Response to K.P. Gluschenko). *Prostranstvennaya ekonomika*. No 1. PP. 163–184. (In Russ.)] DOI: 10.14530/se.2016.1.163-184

Маслихина В.Ю. 2013. Количественная оценка экономического и социального пространственного неравенства в Приволжском федеральном округе. *Науковедение*. № 4. С. 1–9. [Maslikhina V.Y. Quantitative Evaluation of Economic and Social

Spatial Inequality in the Volga Federal District. *Naukovedenie*. No 4. PP. 1–9. (In Russ.)]

Толмачев М. Н., Барашов Н.Г., Латков А.В. 2017. К проблеме оценки межрегиональной дифференциации среднедушевых доходов населения. *Известия Саратовского университета. Новая серия. Серия: экономика, управление, право*. Т. 17. № 3. С. 266–273. [Tolmachev M.N., Barashov N.G., Latkov A.V. 2017. To the Problem of Estimating Inter-regional Differentiation of Per Capita Incomes. *Izvestiya Saratovskogo universiteta. Novaya seriya. Seriya: ekonomika, upravlenie, pravo*. Vol. 17. No 3. PP. 266–273 (In Russ.)] DOI: 10.18500/1994-2540-2017-17-3-266-273

Atkinson A.B. 1970. On the Measurement of Inequality. *Journal of Economic Theory*. Vol. 2. Iss. 3. PP. 244–263. DOI: 10.1016/0022-0531(70)9003

Bellц L., Liberati P. 2006. Describing Income Inequality: Theil Index and Entropy Class Indexes. *EASYPol*. URL: <https://www.fao.org/3/am343e/am343e.pdf>

Cowell F.A. 1977. *Measuring Inequality*. Oxford: Phillip Allan.

Cowell F.A. 2000. *Measurement of Inequality*. Oxford University Press. URL: <http://sticerd.lse.ac.uk/research/frankweb/MeasuringInequality/index.html>

Dalton H. 1920. The Measurement of Inequality of Incomes. *Economic Journal*. Vol. 30. No 119. PP. 348–361. DOI: 10.2307/2223525

Gini C. 1912. *VariabilitaM e MutabilitaM*. Italy: Bologna.

Theil H. 1967. *Economics and Information Theory*. Amsterdam: North-Holland Pub. Co.; Chicago: Rand McNally.

Yemtsov R. 2003. Quo Vadis? Inequality and Poverty Dynamics across Russian Regions. *WIDER Working Paper Series DP2003-67*. World Institute for Development Economic Research.

ON THE TRENDS OF INTERREGIONAL INEQUALITY IN WAGES IN THE REPUBLIC OF BELARUS

Tatyana Makovetskaya¹ (<https://orcid.org/0000-0001-7748-7484>)

¹ Belarusian State University (Minsk, Belarus).

Corresponding author: Tatyana Makovetskaya (maktatsiana@gmail.com).

ABSTRACT. The article presents an assessment of trends characterizing interregional wage disparities in the Republic of Belarus for the period from 2015 to 2023. It examines structural changes in the extreme decile groups formed from basic-level administrative-territorial units and analyzes the dynamics of various differentiation coefficients. The paper provides a quantitative assessment of interregional wage differentiation. Additionally, a decomposition of the Theil index is conducted to determine the impact of interregional and intraregional inequality on the overall magnitude of disparities. The author makes a conclusion about weak positive dynamics indicating a reduction in disparities starting from 2022.

KEYWORDS: wages, interregional inequality, differentiation, Theil index.

JEL-code: J31, R13, R58.

DOI: 10.46782/1818-4510-2024-3-95-107

Received 6.08.2024

In citation: Makovetskaya T. 2024. On the Trends of Interregional Inequality in Wages in the Republic of Belarus. *Belorusskiy ekonomicheskiy zhurnal*. No 3. PP. 95–107 DOI: 10.46782/1818-4510-2024-3-95-107 (In Russ.)

