

Прикладная эконометрика, 2024, т. 76, с. 70–95.

Applied Econometrics, 2024, v. 76, pp. 70–95.

DOI: 10.22394/1993-7601-2024-76-70-95

Т.И. Родионова¹

Влияние удовлетворенности условиями труда на здоровье работников

В работе рассматривается влияние удовлетворенности условиями труда на здоровье работающего населения России для отдельных половозрастных групп. Для оценки используется рекурсивная система бинарных уравнений на основе копула-функций, позволяющая учесть эндогенность удовлетворенности условиями труда и рассмотреть различные частные распределения случайных ошибок и структуру их зависимости. Результаты исследования показывают, что удовлетворенность условиями труда играет защитную роль для здоровья работающего населения, и возрастные различия в размере эффекта особенно выражены среди мужчин.

Ключевые слова: здоровье; удовлетворенность условиями труда; рекурсивная система бинарных уравнений; копула.

JEL classification: C35; J28; I12.

1. Введение

Согласно определениям, введенным Международной организацией труда² и сформулированным в российском законодательстве³, в экономической литературе принято рассматривать условия труда как совокупность физических, психосоциальных, эргономических и гигиенических параметров работы индивида. Исследователи сходятся во мнении, что условия труда являются важным детерминантом производительности работников (Lee, Park, 2021). Так, естественным следствием неблагоприятной среды на рабочем месте является снижение продуктивности труда, в свою очередь, приводящее к экономическим потерям, которые отражаются в сокращении показателя валового внутреннего продукта (Oliva-Moreno, 2012).

За последние десятилетия рабочие места стали более универсальными и безопасными из-за глобализации экономики, использования новых технологий, растущего социокультурного разнообразия, создания специальных рабочих мест (например, увеличение числа женщин, пожилых и высокообразованных работников) (Park, Lee, 2009). При этом, согласно данным Организации экономического сотрудничества и развития, занятое население тратит

¹ Родионова Татьяна Игоревна — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Санкт-Петербург; rodionovatatiana97@gmail.com.

² См. <https://www.ilo.org/global/topics/working-conditions>.

³ См. Трудовой кодекс РФ (статья 209) и Федеральный закон от 28.12.2013 № 426-ФЗ «О специальной оценке условий труда» (статья 13).

на работу около трети времени бодрствования. Поэтому, ожидаемо, что условия труда прямо или косвенно влияют на другие сферы жизни, такие как, например, здоровье работников (Cottini, Ghinetti, 2017; Defebvre, 2018).

Специалисты в области охраны труда и работодатели зачастую уделяют внимание не только соблюдению нормативных требований по обеспечению безопасности на рабочем месте, но и фактической удовлетворенности условиями труда занятых. С одной стороны, отражая субъективное эмоциональное отношение к характеристикам рабочей среды и трудового процесса, этот аспект связан с более высоким уровнем вовлеченности сотрудников, балансом между работой и личной жизнью, меньшей текучестью кадров и, как следствие, более продуктивной и сплоченной работой коллектива (Park, Moon, 2012; Hussain, Endut, 2018). С другой стороны, удовлетворенность условиями труда может способствовать хорошей субъективной оценке здоровья. Согласно эпидемиологической литературе, удовлетворенность условиями труда связана с уменьшением отрицательных психологических последствий, а также способна снижать негативные эффекты неблагоприятных характеристик трудового процесса для самочувствия сотрудников (Wang et al., 2023). В связи с этим важно проводить мониторинг удовлетворенности условиями труда, потому что субъективная оценка факторов работы может представлять собой и катализатор, и следствие внедрения инициатив, направленных на изменение условий труда, оказывающих влияние на работоспособность и здоровье работников (Boulagouas et al., 2021).

Существует множество исследований, которые указывают на связь между удовлетворенностью работой и здоровьем занятого населения (Fischer, Sousa-Poza, 2009; Dirlam, Zheng, 2017; Bartoll, Ramos, 2020). В зависимости от изучаемого показателя здоровья и его объективности, результаты работ варьируются по силе изучаемой взаимосвязи. Один из наиболее полных метаанализов исследований по теме показал, что удовлетворенность работой тесно связана с психическим здоровьем, умеренно связана с субъективным физическим здоровьем, слабо связана с наличием сердечно-сосудистых заболеваний и нарушений опорно-двигательного аппарата и не связана с другими заболеваниями (Faragher et al., 2005). В меньшей степени тема раскрыта в отечественных исследованиях, особенно для связи с общими показателями здоровья и наличием заболеваний среди работающего населения. Тем не менее, имеется ряд публикаций, в которых для работников определенных профессий найдена связь между удовлетворенностью трудовой деятельностью и показателями психологического благополучия (Алмадакова, Ласовская, 2014; Федяева, 2020; Назарова, 2022).

Следует отметить, что изучаемая в подобных работах концепция удовлетворенности работой является многофакторной — на этот показатель оказывают влияние удовлетворенность заработной платой, графиком работы, условиями труда и другими детерминантами (Kifle, Hailemariam Desta, 2012; Cheng et al., 2014). Каждый из этих факторов влияет на общий показатель удовлетворенности, и вклад отдельных компонентов варьируется в зависимости от страны и времени рассматриваемого периода исследования. Например, в работе (Дубновицкая, Фурманов, 2023) авторы пришли к выводу, что в России в период с 2002 по 2019 г. наибольший и увеличивающийся со временем вклад в общую удовлетворенность работой внес компонент удовлетворенности условиями труда.

При анализе связи удовлетворенности работой с показателями здоровья исследователи за редкими исключениями рассматривают удовлетворенность работой в целом. Таким исключением является удовлетворенность условиями труда, которая по результатам некоторых зарубежных работ оказалась не менее важной для сохранения здоровья сотрудников,

чем социально-экономический статус (Datta Gupta, Kristensen, 2008). Тем не менее, в отечественной литературе не удалось найти работ, посвященных изучению влияния удовлетворенности условиями труда на здоровье работающего населения России, что порождает особый интерес к исследуемому вопросу.

Основным подходом в научной литературе при изучении связи между удовлетворенностью работой или ее компонентами и показателями здоровья является оценка одномерных моделей. В работах с такой методологией зачастую представлены противоречивые выводы, что также утверждается в метаанализе (Faragher et al., 2005). Подобные отличия в результатах возможны в связи с проблемой эндогенности, во-первых, возникающей из-за ненаблюдаемой гетерогенности, например, обусловленной образом жизни или индивидуальными предпочтениями, которые могут влиять как на здоровье, так и на характеристики занятости индивида. Во-вторых, противоречивые выводы могут возникать из-за отсутствия учета в работах обратной причинно-следственной связи, возникающей вследствие «эффекта здорового работника» (Li, Sung, 1999).

Для учета потенциальной эндогенности, возникающей вследствие ненаблюдаемой гетерогенности, в экономической литературе исследователи обращаются к моделям панельных данных. Например, в близком по тематике исследовании авторы рассматривали модели с фиксированными эффектами и первыми разностями для оценки степени влияния удовлетворенности работой на самочувствие сотрудников (Fischer, Sousa-Poza, 2009). В результате выявлено, что удовлетворенные работой респонденты с большей вероятностью сообщают о хорошей оценке здоровья. Также для изучения связи недовольства трудовой деятельностью и субъективных оценок здоровья в одной из недавних работ рассмотрены модели со смешанными эффектами и лагом зависимой переменной (Oshio, 2021). В итоге получено, что более длительное недовольство работой связано с большим риском ухудшения здоровья. Примечательно также и то, что автор указал в качестве ограничения своего исследования использование неудовлетворенности работой как единого показателя без учета взаимосвязи со здоровьем его составных аспектов, которые по-разному могут влиять на субъективную оценку самочувствия занятых. Таким образом, важным шагом в изучении подобных взаимосвязей является рассмотрение отдельных детерминант удовлетворенности работой.

Для изучения взаимосвязи между удовлетворенностью условиями труда — важным фактора удовлетворенности работой — и здоровьем сотрудников исследователи применяют схожую методологию. В работе (Datta Gupta, Kristensen, 2008) авторы оценивали непосредственно влияние удовлетворенности условиями труда в Дании, Франции и Испании, для чего был применен лаг зависимой переменной в модели с коррелированными случайными эффектами, чтобы учесть ненаблюдаемые характеристики. Были найдены статистические свидетельства того, что в рассматриваемых странах удовлетворенность рабочей средой среди занятых способствует укреплению здоровья, что выражается в увеличении вероятности как хорошей оценки здоровья, так и отсутствия ограничений в повседневной активности.

Исследователи применяют метод инструментальных переменных для преодоления потенциальной проблемы эндогенности, возникающей вследствие обратной причинно-следственной связи. В (Caroli, Godard, 2016) авторы использовали информацию об уровне текучести кадров по отраслям промышленности в качестве инструментов для ненадежности работы — фактора удовлетворенности условиями труда. Было обнаружено, что ненадежность рабочего места может быть причиной возникновения головных болей, перенапряжения мышц глаз и проблем с кожей.

Иным подходом, помогающим преодолеть проблему эндогенности, является оценка многомерных моделей. Хотя с помощью подобных моделей не изучалась связь между удовлетворенностью условиями труда и показателями здоровья, в области экономики здоровья и охраны труда проведены исследования, рассматривающие связь между условиями на рабочем месте, образом жизни и здоровьем работающего населения (Cottini, Ghinetti, 2017; Заздравных и др., 2023). Авторы выявили, что одномерные пробит-модели могут недооценивать вклад условий труда в здоровье работающего населения.

Действительно, многомерные модели часто используются для оценки влияния эндогенных регрессоров на зависимую переменную (Winkelmann, 2012; Hasebe, 2013; Dettoni et al., 2023). Чаще всего в подобных моделях предполагается, что ошибки в уравнениях характеризуются многомерным нормальным распределением. Однако оно не всегда является лучшим выбором для описания совместного распределения случайных ошибок, что приводит к проблеме поиска более адекватных многомерных моделей (Фантаццини, 2011). Одним из возможных способов решения проблемы является использование копула-функций.

В настоящей статье выполнена оценка влияния удовлетворенности условиями труда на здоровье работающего населения с помощью рекурсивной системы бинарных уравнений с использованием копула-функций. Подобные системы позволяют учесть эндогенный характер удовлетворенности условиями труда. Данный подход позволяет рассматривать частные распределения случайных ошибок и структуру их зависимости как отдельные задачи, предоставляя гибкий инструмент для формирования совместного распределения случайных ошибок. Кроме того, подход включает в себя предположение о совместной нормальности ненаблюдаемых характеристик в качестве особого случая, но допускает и иные структуры зависимостей. Таким образом, преимуществом использования подобных систем является возможность, с одной стороны, рассмотрения множества комбинаций отдельных компонентов для определения наиболее подходящей спецификации и дальнейшего расчета корректных эффектов воздействия, а с другой — проверки чувствительности результатов к предположениям модели.

Настоящее исследование вносит следующий вклад в существующую литературу. Во-первых, получены статистические обоснования того, что ответы респондентов на вопросы об удовлетворенности условиями труда и состоянии здоровья связаны между собой наличием ненаблюдаемых характеристик. Во-вторых, с помощью набора известных параметрических семейств копула-функций, которые различаются свойствами зависимости, а также частных распределений случайных ошибок, осуществлено моделирование исследуемой связи. Это обстоятельство, а также найденные возрастные различия в размере эффекта удовлетворенности условиями труда на здоровье работников определяют новизну данной работы.

Статья состоит из следующих разделов. Во втором разделе излагается метод анализа и описываются данные. Третий раздел посвящен основным результатам, а четвертый — выводам.

2. Методология

2.1. Модель

В исследовании основой для моделирования изучаемой связи является рекурсивная двумерная модель, которая используется для оценки влияния эндогенного бинарного регрессора на зависимую бинарную переменную.

Определим $health_i^*$ и $work_i^*$ как латентные переменные, отражающие субъективное состояние здоровья и удовлетворенность условиями труда индивида соответственно. Тогда рекурсивная двумерная модель для переменных может быть сформулирована следующим образом:

$$health_i^* = x'_{1i}\beta_1 + \gamma work_i + \varepsilon_{1i}, \quad (1)$$

$$work_i^* = x'_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i}, \quad (2)$$

где $i \in \{1, \dots, n\}$, n — объем выборки. Для $j \in \{1, 2\}$, x_{ji} — векторы контрольных переменных, β_j — векторы коэффициентов контрольных переменных, γ — оцениваемый коэффициент удовлетворенности условиями труда, ε_{ji} — случайные ошибки. Векторы x_{1i} и x_{2i} отличаются наличием ограничений исключения, являющихся достаточным условием идентифицируемости параметров рекурсивной системы с общими экзогенными переменными, включенными и в целевое уравнение, и в уравнение отбора (Han, Vytlačil, 2017). Более того, отсутствие ограничений исключения, создавая проблему идентифицируемости параметров рекурсивных систем уравнений, может приводить к несостоятельным оценкам эффектов воздействия (Коссова и др., 2023).

Наблюдаемые значения выражаются бинарными переменными, значения которых определяются латентными переменными:

$$health_i = \begin{cases} 1, & \text{если } health_i^* > 0, \\ 0, & \text{если } health_i^* \leq 0, \end{cases} \quad (3)$$

$$work_i = \begin{cases} 1, & \text{если } work_i^* > 0, \\ 0, & \text{если } work_i^* \leq 0. \end{cases} \quad (4)$$

Параметр γ в уравнении (1) представляет особый интерес, т. к. удовлетворенность условиями труда потенциально является эндогенной переменной. Проблема эндогенности возникает, когда коэффициент корреляции ненаблюдаемых характеристик не равен нулю, в предположении, что переменная $work_i$ коррелирует с ε_{1i} , а значит эндогенна. Для состоятельной оценки параметров необходимо учитывать зависимость между ε_{1i} и ε_{2i} .

Стандартный подход для оценки коэффициентов рекурсивной бинарной модели — метод максимального правдоподобия, где логарифмическая функция правдоподобия имеет вид:

$$\begin{aligned} \ln L(\beta_1, \beta_2, \gamma, \theta; health, work, x'_1, x'_2) = \\ = \sum_{i=1}^n \left[work_i \{ health_i \ln \Pr(health_i = 1, work_i = 1) + (1 - health_i) \ln \Pr(health_i = 0, work_i = 1) \} + \right. \\ \left. + (1 - work_i) \{ health_i \ln \Pr(health_i = 1, work_i = 0) + (1 - health_i) \ln \Pr(health_i = 0, work_i = 0) \} \right], \end{aligned} \quad (5)$$

где $\Pr(health_i, work_i)$ — совместная вероятность $health_i$ и $work_i$ при условии наблюдаемых характеристик. Для нахождения оценки модели методом максимального правдоподобия должны быть определены частные распределения случайных ошибок и структура

их зависимости. Важным элементом оценки является выбор спецификаций распределений, поскольку неверный подбор может привести к несостоятельности результатов оценивания. Стандартный подход к оцениванию систем бинарных уравнений, основанный на методе максимального правдоподобия, базируется на предположении о совместном нормальном распределении случайных ошибок. Для ослабления этой довольно сильной предпосылки предложен иной подход к максимизации функции правдоподобия с использованием копулы (Papadopoulos, 2022; Hasebe, 2022).

В настоящей статье рассматривается метод, позволяющий использовать копула-функции для представления совместного распределения случайных ошибок (Hasebe, 2013, 2021, 2022; Han, Vytlačil, 2017). В нашем случае копула-функция $C(\cdot)$ — это двумерная совместная функция распределения случайных величин, определенная на двумерном единичном кубе $[0, 1]^2$, такая, что каждое частное одномерное распределение равномерно на интервале $[0, 1]$. Существует множество различных копула-функций, широко используемых в эмпирических исследованиях (см. (Trivedi, Zimmer, 2007)). Когда частные распределения являются стандартными нормальными, а копула-функция — Гауссовой, то модель на основе копулы является стандартной рекурсивной двумерной пробит-моделью.

Используя копула-функцию, совместное распределение ошибок можно представить в общем виде как

$$F_{\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}}(u_1, u_2) = C(F_1(u_1), F_2(u_2); \theta), \quad u_1, u_2 \in \mathbb{R}, \quad (6)$$

где $F_j(\cdot)$ — функция распределения ε_{ji} , θ определена как мера согласованности между двумя случайными величинами. Значения θ нельзя напрямую сравнивать между разными копулами, поэтому вместе с оценкой θ принято рассчитывать τ -Кендалла — сопоставимую и выразимую через θ меру связи между двумя случайными величинами, определенную на $[-1, 1]$, где $\tau = 0$ указывает на независимость. Однако не для всех копул спектр возможных τ определен на заданном отрезке. Например, для некоторых копул архимедова типа (Гумбеля, Клейтона и Джо) границы возможных значений τ уже, чем $[-1, 1]$, т.к. они учитывают только положительную зависимость (см. (Hasebe, 2022)). Тем не менее, изменение знака случайной ошибки позволяет обойти это ограничение, не меняя интерпретацию коэффициентов модели, но модифицируя формулу для совместных вероятностей (Hasebe, 2021).

Используя теорию копула-функций, совместные вероятности, формирующие функцию правдоподобия, можно записать следующим образом в обозначениях модели:

$$\begin{aligned} \Pr(\text{health}_i = 1, \text{work}_i = 1) &= \\ &= 1 - F_1(-x'_{1i}\beta_{1i} - \gamma \text{work}_i) - F_2(-x'_{2i}\beta_{2i}) + C(F_1(-x'_{1i}\beta_{1i} - \gamma \text{work}_i), F_2(-x'_{2i}\beta_{2i}); \theta), \end{aligned} \quad (7)$$

$$\Pr(\text{health}_i = 0, \text{work}_i = 1) = F_1(-x'_{1i}\beta_{1i} - \gamma \text{work}_i) - C(F_1(-x'_{1i}\beta_{1i} - \gamma \text{work}_i), F_2(-x'_{2i}\beta_{2i}); \theta), \quad (8)$$

$$\Pr(\text{health}_i = 1, \text{work}_i = 0) = F_2(-x'_{2i}\beta_{2i}) - C(F_1(-x'_{1i}\beta_{1i} - \gamma \text{work}_i), F_2(-x'_{2i}\beta_{2i}); \theta), \quad (9)$$

$$\Pr(\text{health}_i = 0, \text{work}_i = 0) = C(F_1(-x'_{1i}\beta_{1i} - \gamma \text{work}_i), F_2(-x'_{2i}\beta_{2i}); \theta). \quad (10)$$

Уравнения (1)–(10) описывают рекурсивную систему бинарных уравнений на основе копулы. Система позволяет одновременно оценивать вероятность обладать хорошей оценкой здоровья и быть удовлетворенным условиями труда. Выбор копула-функции и частных распределений, наилучшим образом соответствующих данным, чаще всего осуществляется на основе информационных критериев.

В исследовании для оценки рекурсивной системы бинарных уравнений используется пакет *edbinary* программного обеспечения Stata (Hasebe, 2022). Для максимизации функции правдоподобия применяются методы численной оптимизации ввиду высокой сложности нахождения аналитического решения⁴. Оценивание асимптотической ковариационной матрицы оценок параметров системы проведено с помощью полученной в рамках теории квази-правдоподобия сэндвич-оценки, поскольку она учитывает возможность неверной спецификации копулы (Trivedi, Zimmer, 2007; Papadopoulos, 2022).

Особый интерес представляет оценка воздействия $work_i$ на вероятность того, что $health_i = 1$. Цель состоит в том, чтобы проанализировать, как эндогенная переменная меняет ожидаемый результат. В литературе предложены различные эффекты воздействия для решения подобных задач. В данной работе для интерпретации результатов используется оценка среднего эффекта воздействия удовлетворенности условиями труда на вероятность обладать хорошим состоянием здоровья:

$$\widehat{ATE} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [F_1(x'_{1i} \hat{\beta}_1 + \hat{\gamma}) - F_1(x'_{1i} \hat{\beta}_1)], \quad (11)$$

где x_{1i} и n определены выше, $\hat{\gamma}$ — оценка коэффициента при переменной удовлетворенности условиями труда в уравнении исхода. Для более детального изучения эффекта $work_i$ на $health_i$ рассматривается условный средний эффект воздействия, который также называют гетерогенным или индивидуализированным эффектом воздействия, т. к. он позволяет учитывать дифференциацию влияния среди респондентов на основе их наблюдаемых характеристик:

$$\widehat{CATE}_i = F_1(x'_{1i} \hat{\beta}_1 + \hat{\gamma}) - F_1(x'_{1i} \hat{\beta}_1). \quad (12)$$

2.2. Данные

Исследование опирается на последние доступные микроданные опроса «Комплексное наблюдение условий жизни населения» за 2022 г., собранные Федеральной службой государственной статистики (Росстат)⁵. Выборка состоит из респондентов в возрасте от 18 до 72 лет,

⁴ Для максимизации использовался метод Ньютона–Рафсона на основе приближения ряда Тейлора. Алгоритму требуется задание начальных значений оценок параметров модели для поиска максимума функции правдоподобия. Два способа указания начальных значений доступны в программном обеспечении Stata: указание нулевых значений по умолчанию и более общий — с использованием синтаксиса *ml search*. Последний позволяет осуществлять итеративный поиск наилучшего вектора начальных значений параметров, для которых можно рассчитать логарифм функции правдоподобия. Чтобы не получить решение, соответствующее локальному максимуму, было проведено сравнение решений, полученных двумя способами.

⁵ Комплексное наблюдение условий жизни населения, проводимое Федеральной службой государственной статистики (Росстат), https://rosstat.gov.ru/itog_inspect.

занятых на оплачиваемой работе или имеющих доходное занятие по найму в определенный период⁶. Из рассмотрения исключены лица старческого возраста для получения более однородной выборки с точки зрения характеристик занятости и здоровья.

В Приложении 1 приводятся общие описательные статистики переменных, использованных для анализа.

Основной интерес представляет зависимая переменная, отражающая состояние субъективного здоровья индивидов. Переменная самочувствия была создана на основе ответов на вопрос: «Как вы оцениваете состояние своего здоровья? Оно у Вас...» и принимала значения от 1 («очень хорошее») до 5 («очень плохое»). Эта переменная затем была перекодирована в бинарную, где 1 означает «очень хорошее или хорошее здоровье», для упрощения интерпретации результатов без потери информативности (Finnäs et al., 2008).

Ответы на вопрос: «Укажите степень удовлетворенности своей основной работой по каждому из таких аспектов как ... условия труда», дают информацию об удовлетворенности условиями труда на основном месте работы респондента. Для такого вопроса предлагаются ответы по трехбалльной шкале от 1 («вполне удовлетворен») до 3 («совсем не удовлетворен»). Так же как и переменная хорошей оценки здоровья, она дихотомизирована таким образом, что принимает значение 1 в случае, когда индивид «вполне удовлетворен» условиями труда.

В качестве контрольных переменных в уравнения системы включены следующие традиционные факторы: возраст, семейный статус, уровень образования, доход на одного члена домохозяйства, размер домохозяйства, размер и тип населенного пункта проживания, регион проживания, происходил ли с респондентом несчастный случай на производстве за последние 12 месяцев, длительность рабочей недели, группы занятий (Donohue, Heywood, 2004; Fischer, Sousa-Poza, 2009; Datta Gupta, Kristensen, 2008; Wang et al., 2023; Oshio, 2021). Также в целевое уравнение дополнительно включены такие факторы, как недоступность медицинского обслуживания и загрязненность окружающей среды в месте проживания респондента. Во время предварительного анализа осуществлен поиск оптимальной спецификации функциональной формы переменных возраста и дохода на одного члена домохозяйства с использованием полиномов, сплайнов, а также логарифмических преобразований. Уравнения с квадратичным полиномом возраста и квадратичным полиномом натурального логарифма дохода были выбраны согласно наименьшему значению информационного критерия Акаике. Схожим образом проведен поиск наилучших спецификаций и других контрольных переменных.

Ограничениями исключения в уравнении, где зависимая переменная — удовлетворенность условиями труда, являются фиктивные переменные, отражающие виды трудовых договоров с работодателем, которые напрямую связаны с психосоциальными условиями труда, а значит, и с удовлетворенностью этими характеристиками (Booth, Van Ours, 2008). При этом непосредственного влияния на субъективную оценку здоровья эти факторы не оказывают. Такой фактор, как участие в организованных программах наставничества для передачи опыта и знаний молодым работникам, также включен в анализ, т.к. подразумевает вмешательство в привычный трудовой процесс сотрудника, что может влиять на его удовлетворенность (Mysíková, Večerník, 2013). Кроме того, не был найден механизм прямого влияния

⁶ Ограничением исследования является анализ только занятой части респондентов, что может создавать проблему неслучайного отбора.

менторства на здоровье индивидов, что склоняет к включению этой переменной только в уравнение удовлетворенности условиями труда. В соответствии с предыдущими исследованиями, ограничения исключения, сообщающие агрегированные сведения на уровне регионов, дают возможность учитывать пространственные различия в структуре экономики субъектов. Такими переменными являются доля работающих на вредных производствах⁷ и число несмертельных несчастных случаев на рабочем месте⁸.

Из выборки исключены наблюдения с пропущенными значениями интересующих переменных. Анализ проведен для каждого пола отдельно, поскольку мужчины и женщины по-разному относятся к своему здоровью (Mathers, 2003). С учетом ограничений в выборку включено 24336 мужчин и 26328 женщин. Также модели оценены для трех возрастных групп: от 18 до 34 лет, от 35 до 49 лет, от 50 лет и старше. Подобное разделение в данной работе и в схожих по тематике исследованиях обусловлено желанием различить эффекты для работников, которые вышли на рынок труда недавно (18–34 лет), от тех, кто находится на рынке труда предположительно в течение более длительного времени (35–49 года), и от старшей группы работников в предпенсионном и пенсионном возрасте (50 лет и старше) (Moscone et al., 2016; Mühlenbrock, Hüffmeier, 2020). Возрастная динамика ухудшения состояния здоровья позволяет предположить различия в связи между удовлетворенностью условиями труда и хорошей оценкой здоровья.

По результатам теста на сравнение долей среди индивидов с хорошим здоровьем во всех возрастных группах доля удовлетворенных условиями труда на рабочем месте выше, чем среди индивидов со средним или плохим здоровьем (табл. 1).

Таблица 1. Доли индивидов, удовлетворенных условиями труда, в зависимости от возраста, пола и здоровья

Женщины		Мужчины	
Хорошее или очень хорошее здоровье	Среднее или плохое здоровье	Хорошее или очень хорошее здоровье	Среднее или плохое здоровье
<i>Все возрасты: женщин — 26328, мужчин — 24336</i>			
0.868	0.806	0.776	0.693
<i>18–34 года: женщин — 5960, мужчин — 6408</i>			
0.858	0.786	0.760	0.674
<i>35–49 лет: женщин — 12111, мужчин — 10329</i>			
0.869	0.798	0.780	0.657
<i>50 лет и старше: женщин — 8257, мужчин — 7599</i>			
0.883	0.817	0.798	0.722

Примечание. Все различия между долями индивидов с хорошим здоровьем и средним или ниже, удовлетворенных условиями труда, значимы на 1%-ном уровне.

⁷ <https://fedstat.ru/indicator/58590>.

⁸ <https://fedstat.ru/indicator/31559> и <https://fedstat.ru/indicator/31558>.

3. Результаты

3.1. Сравнительный анализ базовых моделей

Результаты эконометрического анализа на основе базовых моделей со стандартными нормальными частными распределениями случайных ошибок и наиболее распространенными копула-функциями представлены в табл. 2 и 3. Для каждой из шести моделей на основе копул приведены оценка коэффициента удовлетворенности условиями труда γ , средний эффект воздействия удовлетворенности на вероятность обладать хорошей оценкой здоровья ATE , мера согласованности θ , коэффициент корреляции τ -Кендалла, значение информационного критерия Акаике.

Для выборок мужчин всех возрастов и от 18 до 34 лет, для женщин всех возрастов, от 35 до 49 лет и старше 50 лет спецификации с отрицательным знаком для ненаблюдаемой характеристики были рассмотрены в моделях с копулой Гумбеля в уравнении хорошей оценки здоровья, а в моделях с копулой Клейтона — в уравнении удовлетворенности условиями труда. Для выборок мужчин от 35 до 49 и 50 лет и старше, женщин от 18 до 34 лет спецификации с отрицательным знаком для ненаблюдаемой характеристики были рассмотрены в моделях с копулой Гумбеля в уравнении удовлетворенности условиями труда, а в моделях с копулой Клейтона — в уравнении хорошей оценки здоровья. Подобное преобразование основано на соображениях минимизации AIC.

Для проверки предположения о независимости случайных ошибок уравнений моделей используется тест Вальда. Согласно ему, можно проверить гипотезу о равенстве θ некоторой специфической θ_{ind} , значение которой указывает на независимость, что эквивалентно проверке равенства нулю τ -Кендалла (Hasebe, 2022). Подобным соотношением удобно воспользоваться для моделей на основе копулы Плакетта, поскольку для них значение τ -Кендалла не может быть вычислено аналитически, но может быть проведен тест на равенство θ единице, результаты которого представлены в табл. 2 и 3.

Результаты теста Вальда не позволяют принять предположение о независимости ошибок уравнений моделей, построенных на выборках мужчин и женщин, на основе большинства представленных копул. Согласно полученным результатам, зависимость между случайными ошибками уравнений носит отрицательный характер, что может указывать на наличие ненаблюдаемых характеристик, связанных с противоположной направленностью хорошей оценки здоровья и удовлетворенности условиями труда. Например, соблюдение правил техники безопасности и норм охраны труда, кажущихся сотрудникам чрезмерными или бесполезными, может отражаться в низкой удовлетворенности условиями труда. При этом соблюдение правил способно ограждать работников от вредных привычек и травм на производстве, что положительным образом сказывается на их здоровье. В случае отсутствия учета отрицательной корреляции ошибок зависимость между ними фиксируется положительной и значимой, но смещенной к нулю оценкой эффекта в модели независимости.

Оценки средних эффектов воздействия для выборки женщин всех возрастов, полученные с использованием рекурсивных двумерных пробит-моделей на основе копул, варьируются от 0.07 до 0.34 (табл. 2). Модели на основе копул Плакетта, Франка, Гумбеля имеют наименьшие значения AIC, что склоняет к выбору этих моделей как наилучших. Среди удовлетворенных условиями труда женщин вероятность хорошей оценки здоровья в среднем на 0.3 выше, чем у женщин, неудовлетворенных факторами рабочей среды. Для выборки

Таблица 2. Результаты оценивания рекурсивных пробит-моделей на основе копул для женщин

	Копулы					
	Независимая	Нормальная	Плакетта	Франка	Клейтона	Гумбеля
<i>Все возрасты</i>						
$\hat{\gamma}$	0.223*** (0.023)	0.930*** (0.159)	1.023*** (0.119)	0.980*** (0.130)	0.522* (0.300)	1.044*** (0.123)
$\widehat{ATE}$	0.074*** (0.008)	0.307*** (0.050)	0.337*** (0.036)	0.324*** (0.041)	0.175* (0.100)	0.343*** (0.038)
$\hat{\theta}$	—	−0.400*** (0.091)	0.231*** (0.059)	−2.949*** (0.666)	0.379 (0.459)	1.590** (0.144)
$\hat{\tau}$ -Кендалла	—	−0.262***	***	−0.303***	−0.159	−0.371***
AIC	52465.4	52455.7	52452.3	52452.5	52463.9	52452.0
<i>18–34 года</i>						
$\hat{\gamma}$	0.225*** (0.052)	0.819** (0.388)	1.045*** (0.309)	0.887*** (0.299)	0.588** (0.281)	0.730** (0.324)
$\widehat{ATE}$	0.062*** (0.015)	0.259* (0.141)	0.344*** (0.116)	0.285*** (0.110)	0.178* (0.096)	0.228** (0.116)
$\hat{\theta}$	—	−0.325 (0.206)	0.234** (0.138)	−2.314** (1.147)	0.258* (0.204)	1.208** (0.146)
$\hat{\tau}$ -Кендалла	—	−0.211	***	−0.245**	−0.114	−0.172*
AIC	10544.3	10544.4	10543.0	10543.9	10544.1	10543.6
<i>35–49 лет</i>						
$\hat{\gamma}$	0.219*** (0.033)	0.874*** (0.272)	0.978*** (0.240)	1.137*** (0.185)	1.142*** (0.257)	1.029*** (0.207)
$\widehat{ATE}$	0.081*** (0.012)	0.325*** (0.096)	0.361*** (0.082)	0.415*** (0.060)	0.417*** (0.084)	0.379*** (0.070)
$\hat{\theta}$	—	−0.369** (0.153)	0.263*** (0.128)	−3.773*** (1.188)	2.057 (1.257)	1.567 (0.233)
$\hat{\tau}$ -Кендалла	—	−0.240**	***	−0.371***	−0.507*	−0.362***
AIC	25424.9	25422.8	25423.2	25420.0	25419.6	25421.1
<i>50 лет и старше</i>						
$\hat{\gamma}$	0.231*** (0.044)	1.036*** (0.352)	1.182*** (0.210)	1.336*** (0.148)	1.358*** (0.130)	1.217*** (0.225)
$\widehat{ATE}$	0.073*** (0.013)	0.276*** (0.073)	0.309*** (0.042)	0.343*** (0.029)	0.351*** (0.024)	0.315*** (0.044)
$\hat{\theta}$	—	−0.477* (0.221)	0.133*** (0.084)	−7.033*** (2.504)	5.226*** (2.131)	1.961 (0.478)
$\hat{\tau}$ -Кендалла	—	−0.316**	***	−0.564***	−0.723***	−0.490**
AIC	16588.4	16585.5	16583.6	16581.6	16581.6	16583.2

Примечание. *, **, *** — значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно. В скобках для оценок коэффициентов указаны значения робастных стандартных ошибок. Для средних эффектов воздействия стандартные ошибки вычислены с помощью дельта-метода. Для моделей на основе копулы Плакетта на месте значения τ -Кендалла указан уровень значимости результата теста Вальда.

Таблица 3. Результаты оценивания рекурсивных пробит-моделей на основе копул для мужчин

	Копулы					
	Независимая	Нормальная	Плакетта	Франка	Клейтона	Гумбеля
<i>Все возрасты</i>						
$\hat{\gamma}$	0.211*** (0.021)	0.554*** (0.198)	0.786*** (0.235)	0.694*** (0.255)	0.365*** (0.126)	0.729*** (0.218)
$\widehat{ATE}$	0.067*** (0.007)	0.180*** (0.066)	0.259*** (0.080)	0.228*** (0.086)	0.118*** (0.041)	0.239*** (0.074)
$\hat{\theta}$	—	−0.205* (0.118)	0.362** (0.164)	−1.702* (0.988)	0.152** (0.134)	1.295** (0.164)
$\hat{\tau}$ -Кендалла	—	−0.131*	***	−0.184*	−0.070	−0.228**
AIC	53006.4	53005.3	53004.2	53005.1	53006.3	53001.9
<i>18–34 года</i>						
$\hat{\gamma}$	0.140*** (0.045)	0.250 (0.292)	0.778*** (0.205)	0.614*** (0.204)	0.832*** (0.225)	0.691*** (0.175)
$\widehat{ATE}$	0.033*** (0.011)	0.061 (0.076)	0.218*** (0.069)	0.165*** (0.064)	0.233*** (0.076)	0.188*** (0.056)
$\hat{\theta}$	—	−0.065 (0.171)	0.313*** (0.122)	−1.6828** (0.736)	0.779 (0.400)	1.288*** (0.120)
$\hat{\tau}$ -Кендалла	—	−0.041	***	−0.182**	−0.280**	−0.223***
AIC	12178.0	12179.9	12176.0	12177.3	12175.3	12176.2
<i>35–49 лет</i>						
$\hat{\gamma}$	0.259*** (0.030)	0.559** (0.250)	0.641** (0.306)	0.613** (0.280)	0.465*** (0.148)	0.529*** (0.173)
$\widehat{ATE}$	0.090*** (0.011)	0.200** (0.093)	0.230** (0.114)	0.220** (0.104)	0.165*** (0.055)	0.189*** (0.064)
$\hat{\theta}$	—	−0.180 (0.149)	0.525 (0.282)	−1.193 (0.990)	0.156** (0.115)	1.111*** (0.076)
$\hat{\tau}$ -Кендалла	—	−0.115	*	−0.131	−0.0721*	−0.100*
AIC	23363.5	23364.2	23364.2	23364.3	23363.7	23363.4
<i>50 лет и старше</i>						
$\hat{\gamma}$	0.199*** (0.037)	0.582 (0.539)	0.431 (0.957)	0.375 (0.759)	0.369* (0.222)	0.372* (0.206)
$\widehat{ATE}$	0.069*** (0.012)	0.192 (0.166)	0.145 (0.308)	0.127 (0.248)	0.125* (0.072)	0.126* (0.066)
$\hat{\theta}$	—	−0.230 (0.329)	0.672 (1.126)	−0.601 (2.671)	0.096* (0.129)	1.053** (0.066)
$\hat{\tau}$ -Кендалла	—	−0.148		−0.067	−0.046	−0.050
AIC	17556.0	17557.1	17557.8	17557.9	17557.2	17557.0

Примечание. *, **, *** — значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно. В скобках для оценок коэффициентов указаны значения робастных стандартных ошибок. Для средних эффектов воздействия стандартные ошибки вычислены с помощью дельта-метода. Для моделей на основе копулы Плакетта на месте значения τ -Кендалла указан уровень значимости результата теста Вальда.

мужчин всех возрастов наименьшие оценки средних эффектов воздействия наблюдаются в модели независимости ошибок, а наибольшие — в модели с копулой Плакетта (табл. 3). Согласно наилучшей модели на основе копулы Гумбеля, вероятность хорошего здоровья у мужчин, удовлетворенных условиями труда, в среднем на 0.24 выше, чем у сотрудников, неудовлетворенных ими.

В соответствии с полученными результатами оценки средних эффектов воздействия аналогичны для моделей, значения AIC которых достаточно близки друг к другу.

Положительное влияние удовлетворенности условиями труда среди мужчин и женщин можно объяснить тем, что удовлетворенные работники чаще имеют более высокую самооценку и реже подвержены эмоциональному истощению на рабочем месте, а значит, реже испытывают симптомы выгорания, негативно сказывающиеся на их здоровье. Подобный вывод нашел подтверждение в работе (Kantek et al., 2016), в которой авторы связывают удовлетворенность рабочей средой со снижением эмоционального истощения и деперсонализации, а также с высокой оценкой личных достижений. Полученный результат также соответствует выводам в (Beuys et al., 2013), где найдена значимая взаимосвязь удовлетворенности условиями, культурой рабочей среды и болями в нижней части спины. Объяснением взаимосвязи является то, что воздействие неоптимальных факторов может привести к изменению нагрузки на опорно-двигательный аппарат из-за повышенного мышечного напряжения и тонуса. Таким образом, удовлетворенность условиями труда, наоборот, играет защитную роль для здоровья работников.

Рассмотрение эффектов воздействия по половозрастным группам дает дополнительную информацию о гетерогенности влияния удовлетворенности условиями труда на хорошую оценку здоровья. Для женщин не выявлено статистически значимых различий в размере средних эффектов воздействия на основе тех моделей, которые оказались наилучшими с точки зрения AIC. Это говорит о том, что вне зависимости от возраста женщины сознательны в отношении своего здоровья и отмечают важность фактора удовлетворенности условиями труда для самочувствия. Средние эффекты воздействия для мужчин от 18 до 34 и от 35 до 49 лет в два раза больше такого эффекта воздействия для старшей возрастной группы (табл. 3)⁹. Подобный результат может быть связан с тем, что в старшем возрасте большее влияние на здоровье мужчин имеют иные факторы. Например, в работе (Schmitz, 2016) найдено, что исходное состояние здоровья, уровень образования и рост доходов в середине карьеры могут оказывать более значимое влияние на здоровье в старшем возрасте, что подчеркивает их потенциальное долговременное воздействие. Благодаря отмеченным различиям у мужчин по возрастным группам сравнение оценок средних эффектов воздействия по полу позволило выявить различия среди респондентов от 35 до 49 лет и от 50 лет и старше. С возрастом наблюдается увеличение гендерного разрыва в оценке влияния удовлетворенности условиями труда на здоровье сотрудников¹⁰.

⁹ Для сравнения использовался тест о равенстве средних в двух независимых выборках. При сравнении оценок средних эффектов воздействия наилучших моделей среди групп 18–34 года и 50 лет и старше, 35–49 лет и 50 лет и старше p -значения равны 0.033 и 0.066 соответственно.

¹⁰ Для сравнения использовался тест о равенстве средних в двух независимых выборках. При сравнении оценок средних эффектов воздействия наилучших моделей среди мужчин и женщин в возрасте от 35 до 49 лет p -значение равно 0.031, а в возрасте старше 50 лет — 0.000.

На основе наилучших моделей по критерию AIC рассмотрено графическое представление оценок условных средних эффектов воздействия удовлетворенности условиями труда. На рисунке 1 представлены соответствующие плотности, полученные с использованием ядерных функций Епанечникова, для всей выборки и отдельно по возрастным группам. Из этого рисунка, в частности, видно, что наибольшая гомогенность оценок условных средних эффектов воздействия наблюдается среди женщин в возрасте от 35 до 49 лет (стандартное отклонение 0.02) и мужчин от 50 лет и старше (стандартное отклонение 0.01). Разнородность оценок среди других групп можно объяснить, например, классами профессий¹¹. С другой стороны, условия труда и удовлетворенность ими могут значительно варьироваться у имеющих одинаковые профессии работников различных отраслей. Однако в связи с отсутствием отраслевой информации анализ гетерогенности является затруднительным, но перспективным для дальнейших исследований среди указанных групп.

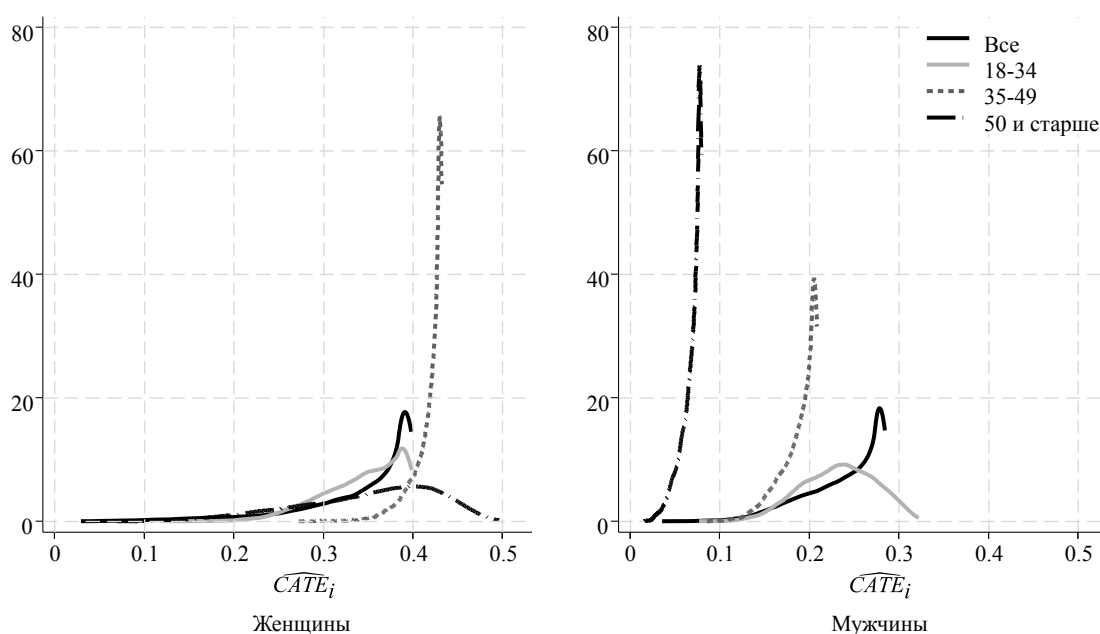


Рис. 1. Распределение оценок условных средних эффектов воздействия удовлетворенности условиями труда на вероятность хорошей оценки здоровья для женщин (левая панель) и мужчин (правая панель) по возрастным группам

¹¹ Так, среди молодых мужчин различия в размере эффекта воздействия были найдены между работниками наиболее схожих категорий занятости с точки зрения квалификации и ручного труда: занятыми подготовкой информации, оформлением документации, учетом и обслуживанием, и работниками сферы обслуживания, жилищно-коммунального хозяйства, торговли и родственных видов деятельности. Данный результат склоняет к поиску иных факторов, связанных с гетерогенностью эффектов воздействия.

3.2. Проверка устойчивости результатов

Поскольку копульный подход позволяет выбирать различные формы частных распределений случайных ошибок, помимо моделей с шестью копулами, были рассмотрены модели с комбинациями стандартного нормального, логистического распределений и распределения экстремальных значений I типа (Гомперца). Последнее, в отличие от стандартного нормального и логистического распределений, является асимметричным и позволяет моделировать ситуации, когда один из исходов зависимой переменной встречается редко. В Приложении 2 представлены лучшие модели согласно критерию AIC. При сравнении полученных результатов с оценками базовых моделей можно сделать вывод, что результаты устойчивы к выбору частных распределений случайных ошибок.

Так как существует вероятность, что состояние здоровья респондентов с частичной занятостью не позволяет им работать полный день, в качестве дополнительного анализа рассмотрены модели для респондентов только с полной занятостью. Оценка среднего эффекта воздействия для мужчин составила 0.21 и отличается от исходной менее чем на четверть стандартной ошибки, что говорит об устойчивости результата (Приложение 3). На выборке женщин после исключения респонденток с неполной занятостью оценка среднего эффекта воздействия равна 0.46 и оказалась на три стандартные ошибки выше, чем в базовой модели. Подобный результат может говорить о том, что для женщин, работающих неполный рабочий день, удовлетворенность условиями труда не играет такую защитную роль для самочувствия, как для женщин с полной занятостью. Иные факторы, соотносящиеся с выбором неполного рабочего дня, например, обязанности по уходу за старшим и младшим поколениями в семье, могут объяснять здоровье женщин с таким видом занятости.

4. Обсуждение результатов и выводы

Целью настоящего исследования было изучение влияния удовлетворенности условиями труда на здоровье работающего населения. Для этого оценены рекурсивные двумерные системы бинарных уравнений на основе копул на данных опроса «Комплексное наблюдение условий жизни населения» за 2022 г. Подобные модели с различными распределениями ошибок и структурами их зависимости позволили учесть эндогенный характер удовлетворенности условиями труда, а также проверить устойчивость результатов модели, полученной на основе стандартных нормальных распределений случайных ошибок и Гауссовой копулы. Оценки параметров моделей и сравнительные критерии их качества показали, что предложенный подход предпочтителен по сравнению со стандартной рекурсивной двумерной пробит-моделью, которая обычно применяется для решения похожих задач. Этот вывод подтверждается тем, что оценки средних эффектов воздействия схожи для моделей, у которых значения информационного критерия Акаике близки друг к другу, тогда как для моделей, которые не подтверждаются данными (с точки зрения критерия Акаике), оценки различаются. Помимо этого, было выявлено, что удовлетворенность факторами рабочей среды увеличивает вероятность хорошего самочувствия, что совпадает с выводами работы (Datta Gupta, Kristensen, 2008).

Настоящая работа также дополняет эмпирическую литературу исследованием связи для разных половозрастных групп. Выявлено, что гетерогенность эффектов воздействия

обусловлена возрастом среди мужчин. Это также объясняет найденные различия в оценке среднего эффекта воздействия между мужчинами и женщинами 35 лет и старше.

В настоящее время особое значение в России придается здоровью занятого населения. Сокращение доли трудоспособного населения до 39 лет и увеличение этой доли среди лиц старше 40 лет говорит о старении трудовых ресурсов (Калабина, Шадрина, 2022). В связи с этим подчеркивается важность повышения удовлетворенности условиями труда, что наряду с другими факторами может помочь предупредить бремя болезней (от ассоциированных с трудом факторов) и сберечь здоровье работников. Поэтому, с одной стороны, организациям рекомендуется внедрять программы, нацеленные на укрепление здоровья среди индивидов различных возрастов (Strijk et al., 2012; Chen et al., 2016). С другой стороны, следует создавать такие условия, которые положительным образом отразятся на оценке сотрудниками рабочего процесса и среды. Зарубежный опыт дает понимание, какие меры могут быть применены для разных возрастных групп. Например, среди молодых работников эффективным является внедрение программ по улучшению рабочей среды и обучению эргономике рабочего места (May et al., 2004). Среди старшей возрастной группы могут быть применены иные программы, т.к. у этой категории сотрудников чаще встречается стабильное отношение к своим рабочим местам, и изменения не имеют большого значения для их общей эмоциональной реакции (Alwin, Krosnick, 1991). Согласно исследованиям, данная возрастная группа больше всего ценит факторы нематериальной среды, такие как межличностные отношения с коллегами и руководством, автономность, поэтому для увеличения удовлетворенности условиями труда предлагается применять меры, направленные на улучшение этих показателей (Truxillo et al., 2015; Rožman et al., 2017).

К ограничениям настоящего исследования можно отнести, во-первых, то, что удовлетворенность условиями труда используется как эндогенная переменная, которая может влиять на здоровье, однако не исключено существование одновременной связи между исследуемыми показателями. Полностью одновременная связь не рассматривается в рамках данной работы, поскольку модель с наблюдаемыми дискретными (бинарными или порядковыми) переменными не идентифицируема, а модель с латентными эндогенными переменными требует дополнительных ограничений исключения, не доступных для анализа (Schmidt, 1981). Во-вторых, осуществленное исследование опирается на данные одного года. Естественно предположить, что с изменениями условий труда, произошедшими за последние десятилетия, менялась и удовлетворенность ими. В-третьих, вследствие субъективности показателей здоровья и удовлетворенности условиями труда, способной оказывать влияние на результаты исследования, предоставляется возможность рассмотрения объективных показателей с использованием иных баз данных для более детального понимания изучаемого феномена.

Благодарности. Автор выражает благодарность Е. А. Александровой, Е. А. Заздравных, участникам научного семинара ЦЭМИ РАН «Прикладная статистика и моделирование реальных процессов» и двум анонимным рецензентам за ценные комментарии. Работа выполнена в рамках проекта № 22-78-00122, поддержанного Российским научным фондом.

Список литературы

- Алмадакова О. А., Ласовская Т. Ю. (2014). Симптомы эмоционального выгорания и удовлетворенность работой у врачей-интернов. *Современная медицина: актуальные вопросы*, 29, 93–101.
- Дубновицкая А. А., Фурманов К. К. (2023). Факторы удовлетворенности работой в России: зарплата, условия труда, возможности профессионального роста. *Прикладная эконометрика*, 72, 122–140. DOI: 10.22394/1993-7601-2023-72-121-139.
- Заздравных Е. А., Родионова Т. И., Тараскина Е. В., Гарипова Ф. Г. (2023). Оценка влияния условий труда и образа жизни на здоровье работников: подход многомерной пробит-модели. *Прикладная эконометрика*, 71, 76–98. DOI: 10.22394/1993-7601-2023-71-76-98.
- Калабина Е. Г., Шадрин Е. А. (2022). Трансформация занятости возрастных работников в современной России: причины и последствия. *Экономика труда*, 9 (10), 1577–1590. DOI: 10.18334/et.9.10.116432.
- Коссова Е. В., Слаболицкий И. С., Потанин Б. С. (2023). Оценивание вероятностей, предельных эффектов и эффектов воздействия в иерархических системах бинарных уравнений. *Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика*, 58 (4), 23–49. DOI: 10.55959/MSU0130-0105-6-58-4-2.
- Назарова И. Б. (2022). Показатели, характеризующие здоровье жителей России к 2021 году. *Народонаселение*, 25 (2), 28–38. DOI: 10.19181/population.2022.25.2.3.
- Фантаццини Д. (2011). Моделирование многомерных распределений с использованием копула-функций. Часть I. *Прикладная эконометрика*, 2 (22), 98–134.
- Федяева И. Ю. (2020). Взаимосвязь удовлетворенности трудом с субъективным благополучием и удовлетворенностью жизнью работников промышленного предприятия. *Вестник Вятского государственного университета*, 1, 158–166. DOI: 10.25730/VSU.7606.20.017.
- Alwin D. F., Krosnick J. A. (1991). Aging, cohorts, and the stability of sociopolitical orientations over the life span. *American Journal of Sociology*, 97 (1), 169–195. DOI: 10.1086/229744.
- Bartoll X., Ramos R. (2020). Worked hours, job satisfaction and self-perceived health. *Journal of Economic Studies*, 48 (1), 223–241. DOI: 10.1108/jes-10-2019-0457.
- Beyen T. K., Mengestu M. Y., Zele Y. T. (2013). Low back pain and associated factors among teachers in Gondar Town, North Gondar, Amhara Region, Ethiopia. *Occupational Medicine & Health Affairs*, 1 (5), 1–8. DOI: 10.4172/2329-6879.1000127.
- Booth A. L., Van Ours J. C. (2008). Job satisfaction and family happiness: The part-time work puzzle. *The Economic Journal*, 118 (526), F77–F99. DOI: 10.1111/j.1468-0297.2007.02117.x.
- Boulagouas W., García-Herrero S., Chaib R., García S. H., Djebabra M. (2021). On the contribution to the alignment during an organizational change: Measurement of job satisfaction with working conditions. *Journal of Safety Research*, 76, 289–300. DOI: 10.1016/j.jsr.2020.12.006.
- Caroli E., Godard M. (2016). Does job insecurity deteriorate health? *Health Economics*, 25 (2), 131–147. DOI: 10.1002/hec.3122.
- Chen M. M., Tsai A. C., Wang J. Y. (2016). The effectiveness and barriers of implementing a workplace health promotion program to improve metabolic disorders in older workers in Taiwan. *Global Health Promotion*, 23 (2), 6–14. DOI: 10.1177/1757975914555341.

- Cheng T., Mauno S., Lee C. (2014). Do job control, support, and optimism help job insecure employees? A three-wave study of buffering effects on job satisfaction, vigor and work-family enrichment. *Social Indicators Research*, 118, 1269–1291. DOI: 10.1007/s11205-013-0467-8.
- Cottini E., Ghinetti P. (2017). Is it the way you live or the job you have? Health effects of lifestyles and working conditions. *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 17 (3). DOI: 10.1515/bejeap-2016-0222.
- Datta Gupta N., Kristensen N. (2008). Work environment satisfaction and employee health: Panel evidence from Denmark, France and Spain, 1994–2001. *The European Journal of Health Economics*, 9, 51–61. DOI: 10.1007/s10198-007-0037-6.
- Defebvre É. (2018). Harder, better, faster... Yet stronger? Working conditions and self-declaration of chronic diseases. *Health Economics*, 27 (3), e59–e76. DOI: 10.1002/hec.3619.
- Dettoni R., Bahamondes C., Yevenes C., Cespedes C., Espinosa J. (2023). The effect of obesity on chronic diseases in USA: A flexible copula approach. *Scientific Reports*, 13 (1), 1831. DOI: 10.1038/s41598-023-28920-6.
- Dirlam J., Zheng H. (2017). Job satisfaction developmental trajectories and health: A life course perspective. *Social Science & Medicine*, 178, 95–103. DOI: 10.1016/j.socscimed.2017.01.040.
- Donohue S. M., Heywood J. S. (2004). Job satisfaction and gender: An expanded specification from the NLSY. *International Journal of Manpower*, 25 (2), 211–238. DOI: 10.1108/01437720410536007.
- Faragher E. B., Cass M., Cooper C. L. (2005). The relationship between job satisfaction and health: A meta-analysis. *Occupational and Environmental Medicine*, 62 (2), 105–112. DOI: 10.1136/oem.2002.006734.
- Finnäs F., Nyqvist F., Saarela J. (2008). Some methodological remarks on self-rated health. *The Open Public Health Journal*, 1 (1). DOI: 10.2174/1874944500801010032.
- Fischer J. A., Sousa-Poza A. (2009). Does job satisfaction improve the health of workers? New evidence using panel data and objective measures of health. *Health Economics*, 18 (1), 71–89. DOI: 10.1002/hec.1341.
- Han S., Vytlačil E. J. (2017). Identification in a generalization of bivariate probit models with dummy endogenous regressors. *Journal of Econometrics*, 199 (1), 63–73. DOI: 10.1016/j.jeconom.2017.04.001.
- Hasebe T. (2013). Marginal effects of a bivariate binary choice model. *Economics Letters*, 121 (2), 298–301. DOI: 10.1016/j.econlet.2013.08.028.
- Hasebe T. (2021). On the treatment effects of a binary choice outcome model. *Economics Letters*, 200, 109768. DOI: 10.1016/j.econlet.2021.109768.
- Hasebe T. (2022). Endogenous models of binary choice outcomes: Copula-based maximum-likelihood estimation and treatment effects. *The Stata Journal*, 22 (4), 734–771. DOI: 10.1177/1536867X221140943.
- Hussain A. B., Endut N. (2018). Do decent working conditions contribute to work–life balance: A study of small enterprises in Bangladesh. *Asia Pacific Journal of Innovation and Entrepreneurship*, 12 (1), 90–104. DOI: 10.1108/APJIE-04-2018-045.
- Kantek F., Yildirim N., Kavla İ. (2016). The relationship of burnout, work environment satisfaction and perceived health. *International Journal of Social Sciences and Education Research*, 2 (4), 1083–1090. DOI: 10.24289/ijsser.278985.
- Kifle T., Hailemariam Desta I. (2012). Gender differences in domains of job satisfaction: Evidence from doctoral graduates from Australian universities. *Economic Analysis and Policy*, 42 (3), 319–338. DOI: 10.1016/S0313-5926(12)50032-9.

- Lee C., Park S. (2021). Changing factors of employee satisfaction with working conditions: An analysis of the Korean working conditions survey. *Safety and Health at Work*, 12 (3), 324–338. DOI: 10.1016/j.shaw.2021.04.003.
- Li C. Y., Sung F. C. (1999). A review of the healthy worker effect in occupational epidemiology. *Occupational Medicine*, 49 (4), 225–229. DOI: 10.1093/occmed/49.4.225.
- Mathers C. (2003). Towards valid and comparable measurement of population health. *Bulletin of the World Health Organization*, 81 (11), 787–788.
- May D. R., Reed K., Schwoerer C. E., Potter P. (2004). Ergonomic office design and aging: A quasi-experimental field study of employee reactions to an ergonomics intervention program. *Journal of Occupational Health Psychology*, 9 (2), 123–135. DOI: 10.1037/1076-8998.9.2.123.
- Moscone F., Tosetti E., Vittadini G. (2016). The impact of precarious employment on mental health: The case of Italy. *Social Science & Medicine*, 158, 86–95. DOI: 10.1016/j.socscimed.2016.03.008.
- Mühlenbrock I., Hüffmeier J. (2020). Differential work design for different age groups? *Zeitschrift Für Arbeits-Und Organisationspsychologie A&O*, 64 (3), 171–195. DOI: 10.1026/0932-4089/a000330.
- Mysíková M., Večerník J. (2013). Job satisfaction across Europe: Differences between and within regions. *Post-communist Economies*, 25 (4), 539–556. DOI: 10.1080/14631377.2013.844934.
- Oliva-Moreno J. (2012). Loss of labour productivity caused by disease and health problems: What is the magnitude of its effect on Spain's economy? *The European Journal of Health Economics*, 13, 605–614. DOI: 10.1007/s10198-011-0344-9.
- Oshio T. (2021). Job dissatisfaction as a predictor of poor health among middle-aged workers: A 14-wave mixed model analysis in Japan. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 47 (8), 591–599. DOI: 10.5271/sjweh.3985.
- Papadopoulos A. (2022). Accounting for endogeneity in regression models using copulas: A step-by-step guide for empirical studies. *Journal of Econometric Methods*, 11 (1), 127–154. DOI: 10.1515/jem-2020-0007.
- Park H. R., Moon S. J. (2012). A study on job satisfaction, working environment and turnover intention of dental technicians in Daegu area. *The Korean Journal of Health Service Management*, 6 (4), 191–204. DOI: 10.12811/kshsm.2012.6.4.191.
- Park J., Lee N. (2009). First Korean working conditions survey: A comparison between South Korea and EU countries. *Industrial Health*, 47 (1), 50–54. DOI: 10.2486/indhealth.47.50.
- Rožman M., Treven S., Čančer V. (2017). Motivation and satisfaction of employees in the workplace. *Business Systems Research: International Journal of the Society for Advancing Innovation and Research in Economy*, 8 (2), 14–25. DOI: 10.1515/bsrj-2017-0013.
- Schmidt P. (1981). Constraints on the parameters in simultaneous tobit and probit models. *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, 1, 423–434.
- Schmitz L. L. (2016). Do working conditions at older ages shape the health gradient? *Journal of Health Economics*, 50, 183–197. DOI: 10.1016/j.jhealeco.2016.10.002.
- Strijk J. E., Proper K. I., Van der Beek A. J., Van Mechelen W. (2012). A worksite vitality intervention to improve older workers' lifestyle and vitality-related outcomes: Results of a randomised controlled trial. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 66 (11), 1071–1078. DOI: 10.1136/jech-2011-200626.
- Trivedi P. K., Zimmer D. M. (2007). Copula modeling: An introduction for practitioners. *Foundations and Trends® in Econometrics*, 1 (1), 1–111. DOI: 10.1561/08000000005.

Truxillo D. M., Cadiz D. M., Hammer L. B. (2015). Supporting the aging workforce: A review and recommendations for workplace intervention research. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 2 (1), 351–381. DOI: 10.1146/annurev-orgpsych-032414-111435.

Wang K., Yang B., Wu C., Zheng L. (2023). The moderation of satisfaction with working conditions in the association between workload and mental health among healthcare workers collecting test samples in the post-COVID-19 era. *Frontiers in Public Health*, 11, 1106299. DOI: 10.3389/fpubh.2023.1106299.

Winkelmann R. (2012). Copula bivariate probit models: With an application to medical expenditures. *Health Economics*, 21 (12), 1444–1455. DOI: 10.1002/hec.1801.

Поступила в редакцию 09.12.2023;
принята в печать 24.05.2024

Приложение 1

Описательные статистики для анализируемой выборки (число наблюдений — 50664)

	Среднее	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
<i>Зависимые переменные</i>				
Хорошая оценка здоровья	0.591	0.492	0	1
Удовлетворенность условиями труда	0.795	0.404	0	1
<i>Контрольные переменные</i>				
Женский пол	0.520	0.500	0	1
Возраст, лет	43.226	11.243	18	72
Женат / замужем	0.630	0.483	0	1
Основное или среднее общее образование	0.142	0.349	0	1
ПТУ / Техникум	0.491	0.500	0	1
Высшее образование	0.367	0.482	0	1
ln(Доход на одного члена домохозяйства + 1)	10.058	0.571	6.217	12.525
Размер домохозяйства, чел.	2.588	1.177	1	10
Городская местность, более 1 млн чел.	0.197	0.397	0	1
Городская местность, менее 50 тыс. чел.	0.240	0.427	0	1
Городская местность, от 50 до 99.9 тыс. чел.	0.083	0.276	0	1
Городская местность, от 100 до 249.9 тыс. чел.	0.084	0.277	0	1
Городская местность, от 250 до 499.9 тыс. чел.	0.071	0.256	0	1
Городская местность, от 500 до 999.9 тыс. чел.	0.062	0.242	0	1
Сельская местность, до 200 чел.	0.020	0.139	0	1
Сельская местность, от 201 до 1000 чел.	0.096	0.294	0	1
Сельская местность, от 1001 до 5000 чел.	0.096	0.295	0	1
Сельская местность, более 5000 чел.	0.051	0.220	0	1
Арктическая зона	0.032	0.177	0	1
Европейская часть	0.673	0.469	0	1
Юг и Северный Кавказ	0.133	0.340	0	1
Сибирь и Дальний Восток	0.194	0.395	0	1
Несчастный случай на производстве за последние 12 месяцев	0.012	0.108	0	1
ln(Часов работы в неделю + 1)	3.687	0.186	0	4.443

Окончание Приложения 1

	Среднее	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
Руководители (представители) органов власти	0.035	0.183	0	1
Специалисты высшей квалификации	0.281	0.449	0	1
Специалисты средней квалификации	0.136	0.343	0	1
Занятость в подготовке информации, оформлении документации	0.048	0.213	0	1
Занятость в сфере обслуживания, жилищно-коммунального хозяйства, торговле	0.175	0.380	0	1
Занятость в сельском хозяйстве, промышленных предприятиях, строительстве, транспорте, связи	0.126	0.332	0	1
Операторы, аппаратчики, машинисты установок и машин	0.117	0.321	0	1
Неквалифицированные рабочие	0.082	0.275	0	1
Недоступность медицинского обслуживания	0.209	0.407	0	1
Загрязненность окружающей среды	0.249	0.433	0	1
<i>Ограничения исключения в уравнении отбора</i>				
Контракт на неопределенный срок	0.894	0.308	0	1
Контракт на определенный срок или дистанционный	0.039	0.194	0	1
Контракт на основе устной договоренности или ГПХ	0.067	0.250	0	1
Участие в программе наставничества	0.103	0.304	0	1
Доля мужчин на вредном производстве, %	42.403	12.854	16.600	77.500
Доля женщин на вредном производстве, %	19.874	7.068	4.300	42.700
Травматизация мужчин на 10000 рабочей силы	1.217	0.471	0.212	3.126
Травматизация женщин на 10000 рабочей силы	0.721	0.255	0.187	1.458

Приложение 2

Результаты оценивания наилучших (согласно критерию AIC) моделей на выборке занятых полный и неполный рабочий день

	Распределение ошибки в целевом уравнении	Распределение ошибки в уравнении отбора	Копула	$\hat{\gamma}$	$\widehat{ATE}$	$\hat{\tau}$ -Кендалла	AIC
<i>Женщины</i>							
Все	Логистическое	Стандартное нормальное	Франка	1.821*** (0.204)	0.358*** (0.037)	-0.353***	52441.0
18–34	Стандартное нормальное	Логистическое	Плакетта	1.029*** (0.331)	0.338*** (0.124)	***	10542.7
35–49	Стандартное нормальное	Экстремальных значений I типа	Франка	1.169*** (0.171)	0.425*** (0.055)	-0.388***	25417.5
50 и старше	Экстремальных значений I типа	Экстремальных значений I типа	Клейтона	1.935*** (0.251)	0.328*** (0.029)	-0.649***	16565.2
<i>Мужчины</i>							
Все	Логистическое	Логистическое	Гумбеля	1.175*** (0.364)	0.229*** (0.073)	-0.215**	52995.0

Окончание Приложения 2

	Распределение ошибки в целевом уравнении	Распределение ошибки в уравнении отбора	Копула	$\hat{\gamma}$	$\widehat{ATE}$	$\hat{\tau}$ -Кендалла	AIC
18–34	Стандартное нормальное	Стандартное нормальное	Клейтона	0.832*** (0.225)	0.233*** (0.076)	–0.280**	12175.3
35–49	Стандартное нормальное	Стандартное нормальное	Гумбеля	0.529*** (0.173)	0.189*** (0.064)	–0.100*	23363.4
50 и старше	Экстремальных значений I типа	Стандартное нормальное	Независимая	0.261*** (0.049)	0.069*** (0.013)	—	17551.4

Примечание. *, **, *** — значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно. В скобках для оценок коэффициентов указаны значения робастных стандартных ошибок. Для средних эффектов воздействия стандартные ошибки вычислены с помощью дельта-метода. Для модели на основе копулы Плакетта на месте значения τ -Кендалла указан уровень значимости результата теста Вальда.

Приложение 3

Результаты оценивания наилучших (согласно критерию AIC) моделей
на выборке занятых полный рабочий день

	Распределение ошибки в целевом уравнении	Распределение ошибки в уравнении отбора	Копула	$\hat{\gamma}$	$\widehat{ATE}$	$\hat{\tau}$ -Кендалла	AIC
<i>Женщины</i>							
Все	Экстремальных значений I типа	Стандартное нормальное	Клейтона	1.753*** (0.189)	0.457*** (0.033)	–0.659***	47901.6
18–34	Экстремальных значений I типа	Экстремальных значений I типа	Франка	1.259*** (0.435)	0.421*** (0.136)	–0.374**	9423.8
35–49	Стандартное нормальное	Экстремальных значений I типа	Франка	1.259*** (0.236)	0.401*** (0.078)	–0.353**	23632.8
50 и старше	Экстремальных значений I типа	Экстремальных значений I типа	Клейтона	2.055*** (0.284)	0.346*** (0.030)	–0.698**	14950.5
<i>Мужчины</i>							
Все	Логистическое	Логистическое	Гумбеля	1.082** (0.436)	0.211** (0.088)	–0.190*	47677.0
18–34	Стандартное нормальное	Стандартное нормальное	Клейтона	0.850*** (0.209)	0.238*** (0.071)	–0.296**	10697.4
35–49	Экстремальных значений I типа	Экстремальных значений I типа	Гауссова	0.828** (0.349)	0.287** (0.116)	–0.200*	21207.5
50 и старше	Экстремальных значений I типа	Стандартное нормальное	Независимая	0.264*** (0.052)	0.070*** (0.013)	—	15854.8

Примечание. *, **, *** — значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно. В скобках для оценок коэффициентов указаны значения робастных стандартных ошибок. Для средних эффектов воздействия стандартные ошибки вычислены с помощью дельта-метода.

Выборка женщин — 24191 чел., из них: 5392 от 18 до 34 лет, 11336 от 35 до 49 лет, 7463 от 50 и старше.

Выборка мужчин — 22076 чел., из них: 5732 от 18 до 34 лет, 9468 от 35 до 49 лет, 6876 от 50 и старше.

Rodionova T. I. Estimating the effect of satisfaction with working conditions on employee health. *Applied Econometrics*, 2024, v. 76, pp. 70–95.

DOI: 10.22394/1993-7601-2024-76-70-95

Tatiana Rodionova

HSE University, Saint-Petersburg, Russian Federation;
rodionovatatiana97@gmail.com

Estimating the effect of satisfaction with working conditions on employee health

The study investigates the effect of satisfaction with working conditions on health of the Russian working population, disaggregated by gender and age groups. The author uses a copula-based recursive system of binary equations. It allows to account for the endogeneity of working conditions satisfaction and to consider different partial distributions of random errors and their dependence structure as separate tasks. The findings indicate that satisfaction with working conditions plays a protective role in maintaining employee health, with age differentiation in effect size, particularly among male individuals.

Keywords: health; working conditions satisfaction; recursive system of binary equations; copula.

JEL classification: C35; J28; I12.

References

- Almadakova O. A., Lasovskaya T. Yu. (2014). Simptomy emotsional'nogo vygoraniya i udovletvorennost' rabotoy u vrachey-internov. *Sovremennaya meditsina: aktual'nyye voprosy*, 29, 93–101 (in Russian).
- Dubnovitskaya A., Furmanov K. (2023). Job satisfaction in Russia: Wages, working conditions and promotion opportunities. *Applied Econometrics*, 72, 121–139 (in Russian). DOI: 10.22394/1993-7601-2023-72-121-139.
- Kalabina E. G., Shadrina E. A. (2022). Transformatsiya zanyatosti vozrastnykh rabotnikov v sovremennoy Rossii: prichiny i posledstviya. *Ekonomika Truda*, 9 (10), 1577–1590 (in Russian). DOI: 10.18334/et.9.10.116432.
- Kossova E. V., Slabolitskiy I. S., Potanin B. S. (2023). Estimating probabilities, marginal effects and treatment effects in recursive bivariate probit models. *Lomonosov Economics Journal*, 58 (4), 23–49 (in Russian). DOI: 10.55959/MSU0130-0105-6-58-4-2.
- Zazdravnykh E., Rodionova T., Taraskina E., Garipova F. (2023). The effects of occupational hazards and health-related behavior on workers' health: A multivariate probit approach. *Applied Econometrics*, 71, 76–98 (in Russian). DOI: 10.22394/1993-7601-2023-71-76-98.
- Nazarova I. B. (2022). Indicators characterizing the health of Russian residents by 2021. *Population*, 25 (2), 28–38 (in Russian). DOI: 10.19181/population.2022.25.2.3.
- Fantazzini D. (2011). Analysis of multidimensional probability distributions with copula functions. I. *Applied Econometrics*, 2 (22), 98–134 (in Russian).
- Fedyayeva I. Yu. (2020). Correlation of job satisfaction with the subjective well-being and life satisfaction of employees of an industrial enterprise. *Herald of Vyatka State University*, 1, 158–166 (in Russian). DOI: 10.25730/VSU.7606.20.017.

- Alwin D. F., Krosnick J. A. (1991). Aging, cohorts, and the stability of sociopolitical orientations over the life span. *American Journal of Sociology*, 97 (1), 169–195. DOI: 10.1086/229744.
- Bartoll X., Ramos R. (2020). Worked hours, job satisfaction and self-perceived health. *Journal of Economic Studies*, 48 (1), 223–241. DOI: 10.1108/jes-10-2019-0457.
- Beyen T. K., Mengestu M. Y., Zele Y. T. (2013). Low back pain and associated factors among teachers in Gondar Town, North Gondar, Amhara Region, Ethiopia. *Occupational Medicine & Health Affairs*, 1 (5), 1–8. DOI: 10.4172/2329-6879.1000127.
- Booth A. L., Van Ours J. C. (2008). Job satisfaction and family happiness: The part-time work puzzle. *The Economic Journal*, 118 (526), F77–F99. DOI: 10.1111/j.1468-0297.2007.02117.x.
- Boulagouas W., García-Herrero S., Chaib R., García S. H., Djebabra M. (2021). On the contribution to the alignment during an organizational change: Measurement of job satisfaction with working conditions. *Journal of Safety Research*, 76, 289–300. DOI: 10.1016/j.jsr.2020.12.006.
- Caroli E., Godard M. (2016). Does job insecurity deteriorate health? *Health Economics*, 25 (2), 131–147. DOI: 10.1002/hec.3122.
- Chen M. M., Tsai A. C., Wang J. Y. (2016). The effectiveness and barriers of implementing a workplace health promotion program to improve metabolic disorders in older workers in Taiwan. *Global Health Promotion*, 23 (2), 6–14. DOI: 10.1177/1757975914555341.
- Cheng T., Mauno S., Lee C. (2014). Do job control, support, and optimism help job insecure employees? A three-wave study of buffering effects on job satisfaction, vigor and work-family enrichment. *Social Indicators Research*, 118, 1269–1291. DOI: 10.1007/s11205-013-0467-8.
- Cottini E., Ghinetti P. (2017). Is it the way you live or the job you have? Health effects of lifestyles and working conditions. *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 17 (3). DOI: 10.1515/bejeap-2016-0222.
- Datta Gupta N., Kristensen N. (2008). Work environment satisfaction and employee health: Panel evidence from Denmark, France and Spain, 1994–2001. *The European Journal of Health Economics*, 9, 51–61. DOI: 10.1007/s10198-007-0037-6.
- Defebvre É. (2018). Harder, better, faster... Yet stronger? Working conditions and self-declaration of chronic diseases. *Health Economics*, 27 (3), e59–e76. DOI: 10.1002/hec.3619.
- Dettoni R., Bahamondes C., Yevenes C., Cespedes C., Espinosa J. (2023). The effect of obesity on chronic diseases in USA: A flexible copula approach. *Scientific Reports*, 13 (1), 1831. DOI: 10.1038/s41598-023-28920-6.
- Dirlam J., Zheng H. (2017). Job satisfaction developmental trajectories and health: A life course perspective. *Social Science & Medicine*, 178, 95–103. DOI: 10.1016/j.socscimed.2017.01.040.
- Donohue S. M., Heywood J. S. (2004). Job satisfaction and gender: An expanded specification from the NLSY. *International Journal of Manpower*, 25 (2), 211–238. DOI: 10.1108/01437720410536007.
- Faragher E. B., Cass M., Cooper C. L. (2005). The relationship between job satisfaction and health: A meta-analysis. *Occupational and Environmental Medicine*, 62 (2), 105–112. DOI: 10.1136/oem.2002.006734.
- Finnäs F., Nyqvist F., Saarela J. (2008). Some methodological remarks on self-rated health. *The Open Public Health Journal*, 1 (1). DOI: 10.2174/1874944500801010032.
- Fischer J. A., Sousa-Poza A. (2009). Does job satisfaction improve the health of workers? New evidence using panel data and objective measures of health. *Health Economics*, 18 (1), 71–89. DOI: 10.1002/hec.1341.

- Han S., Vytlačil E.J. (2017). Identification in a generalization of bivariate probit models with dummy endogenous regressors. *Journal of Econometrics*, 199 (1), 63–73. DOI: 10.1016/j.jeconom.2017.04.001.
- Hasebe T. (2013). Marginal effects of a bivariate binary choice model. *Economics Letters*, 121 (2), 298–301. DOI: 10.1016/j.econlet.2013.08.028.
- Hasebe T. (2021). On the treatment effects of a binary choice outcome model. *Economics Letters*, 200, 109768. DOI: 10.1016/j.econlet.2021.109768.
- Hasebe T. (2022). Endogenous models of binary choice outcomes: Copula-based maximum-likelihood estimation and treatment effects. *The Stata Journal*, 22 (4), 734–771. DOI: 10.1177/1536867X221140943.
- Hussain A. B., Endut N. (2018). Do decent working conditions contribute to work–life balance: A study of small enterprises in Bangladesh. *Asia Pacific Journal of Innovation and Entrepreneurship*, 12 (1), 90–104. DOI: 10.1108/APJIE-04-2018-045.
- Kantek F., Yıldırım N., Kavla İ. (2016). The relationship of burnout, work environment satisfaction and perceived health. *International Journal of Social Sciences and Education Research*, 2 (4), 1083–1090. DOI: 10.24289/ijsser.278985.
- Kifle T., Hailemariam Desta I. (2012). Gender differences in domains of job satisfaction: Evidence from doctoral graduates from Australian universities. *Economic Analysis and Policy*, 42 (3), 319–338. DOI: 10.1016/S0313-5926(12)50032-9.
- Lee C., Park S. (2021). Changing factors of employee satisfaction with working conditions: An analysis of the Korean working conditions survey. *Safety and Health at Work*, 12 (3), 324–338. DOI: 10.1016/j.shaw.2021.04.003.
- Li C. Y., Sung F. C. (1999). A review of the healthy worker effect in occupational epidemiology. *Occupational Medicine*, 49 (4), 225–229. DOI: 10.1093/occmed/49.4.225.
- Mathers C. (2003). Towards valid and comparable measurement of population health. *Bulletin of the World Health Organization*, 81 (11), 787–788.
- May D. R., Reed K., Schwoerer C. E., Potter P. (2004). Ergonomic office design and aging: A quasi-experimental field study of employee reactions to an ergonomics intervention program. *Journal of Occupational Health Psychology*, 9 (2), 123–135. DOI: 10.1037/1076-8998.9.2.123.
- Moscone F., Tosetti E., Vittadini G. (2016). The impact of precarious employment on mental health: The case of Italy. *Social Science & Medicine*, 158, 86–95. DOI: 10.1016/j.socscimed.2016.03.008.
- Mühlenbrock I., Hüffmeier J. (2020). Differential work design for different age groups? *Zeitschrift Für Arbeits-Und Organisationspsychologie A&O*, 64 (3), 171–195. DOI: 10.1026/0932-4089/a000330.
- Mysíková M., Večerník J. (2013). Job satisfaction across Europe: Differences between and within regions. *Post-communist Economies*, 25 (4), 539–556. DOI: 10.1080/14631377.2013.844934.
- Oliva-Moreno J. (2012). Loss of labour productivity caused by disease and health problems: What is the magnitude of its effect on Spain’s economy? *The European Journal of Health Economics*, 13, 605–614. DOI: 10.1007/s10198-011-0344-9.
- Oshio T. (2021). Job dissatisfaction as a predictor of poor health among middle-aged workers: A 14-wave mixed model analysis in Japan. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 47 (8), 591–599. DOI: 10.5271/sjweh.3985.
- Papadopoulos A. (2022). Accounting for endogeneity in regression models using copulas: A step-by-step guide for empirical studies. *Journal of Econometric Methods*, 11 (1), 127–154. DOI: 10.1515/jem-2020-0007.

- Park H. R., Moon S. J. (2012). A study on job satisfaction, working environment and turnover intention of dental technicians in Daegu area. *The Korean Journal of Health Service Management*, 6 (4), 191–204. DOI: 10.12811/kshsm.2012.6.4.191.
- Park J., Lee N. (2009). First Korean working conditions survey: A comparison between South Korea and EU countries. *Industrial Health*, 47 (1), 50–54. DOI: 10.2486/indhealth.47.50.
- Rožman M., Treven S., Čančer V. (2017). Motivation and satisfaction of employees in the workplace. *Business Systems Research: International Journal of the Society for Advancing Innovation and Research in Economy*, 8 (2), 14–25. DOI: 10.1515/bsrj-2017-0013.
- Schmidt P. (1981). Constraints on the parameters in simultaneous tobit and probit models. *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, 1, 423–434.
- Schmitz L. L. (2016). Do working conditions at older ages shape the health gradient? *Journal of Health Economics*, 50, 183–197. DOI: 10.1016/j.jhealeco.2016.10.002.
- Strijk J. E., Proper K. I., Van der Beek A. J., Van Mechelen W. (2012). A worksite vitality intervention to improve older workers' lifestyle and vitality-related outcomes: Results of a randomised controlled trial. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 66 (11), 1071–1078. DOI: 10.1136/jech-2011-200626.
- Trivedi P. K., Zimmer D. M. (2007). Copula modeling: An introduction for practitioners. *Foundations and Trends® in Econometrics*, 1 (1), 1–111. DOI: 10.1561/08000000005.
- Truxillo D. M., Cadiz D. M., Hammer L. B. (2015). Supporting the aging workforce: A review and recommendations for workplace intervention research. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 2 (1), 351–381. DOI: 10.1146/annurev-orgpsych-032414-111435.
- Wang K., Yang B., Wu C., Zheng L. (2023). The moderation of satisfaction with working conditions in the association between workload and mental health among healthcare workers collecting test samples in the post-COVID-19 era. *Frontiers in Public Health*, 11, 1106299. DOI: 10.3389/fpubh.2023.1106299.
- Winkelmann R. (2012). Copula bivariate probit models: With an application to medical expenditures. *Health Economics*, 21 (12), 1444–1455. DOI: 10.1002/hec.1801.

Received 09.12.2023; accepted 24.05.2024.