

УДК 314.48

DOI: <http://dx.doi.org/10.21686/2500-3925-2017-4-41-53>П.А. Коротков¹, Е.А. Загайнова²¹Поволжский государственный технологический университет, Йошкар-Ола²Казанский (Приволжский) федеральный университет», Казань

Взаимосвязь уровня распространенности самоубийств и продолжительности рабочего времени¹

Известно, что переработка, равно как и недостаток работы (избыток свободного времени) являются факторами явления самоубийства на индивидуальном уровне, что при переходе к уровню реальной социальной группы (работающих по найму) позволяет предполагать наличие некоего оптимума рабочего времени, или параболической (U-образной) связи между уровнем самоубийств и средней продолжительностью рабочего времени. Теоретически предполагаемая параболическая зависимость уровня распространенности самоубийств от средней продолжительности рабочего времени работающих по найму описывается с позиции суицидологии: чрезмерное увеличение рабочего времени выступает внешней тенденцией, препятствующей удовлетворению актуальных потребностей работающего по найму, физически ограничивая пространство (вне рабочее время) для их реализации. Из разнонаправленных тенденций образуется жизненный конфликт, имеющий решающее значение для перехода в суицидальную фазу.

Цель данной работы заключается в количественной оценке влияния фактора «средняя продолжительность рабочего времени» на уровень распространенности самоубийств при прочих фиксированных факторах (экономических, социальных, религиозных и др.) в относительно стабильной общественной ситуации.

Для эконометрического анализа используются достоверные и сопоставимые данные Европейской базы детализированных данных о смертности Всемирной организации здравоохранения и Евростата для 22 европейских стран за период с 1998 по 2012 год. На основе анализа динамики изучаемых переменных выдвигаются рабочие гипотезы: 1) о существовании статистически значимой линейной или логарифмической зависимости уровня распространенности самоубийств от средней фактической продолжительности рабочего времени внутри стран; 2) о су-

ществовании параболической (U-образной) зависимости уровня распространенности самоубийств от средней фактической продолжительности рабочего времени между странами. Набор панельных тестов на единичный корень и стационарность свидетельствует о том, что изучаемые переменные можно считать нестационарными переменными с порядком интегрированности $I(1)$. Результаты панельных тестов Педрони на коинтеграцию свидетельствуют о том, что изучаемые переменные с большой вероятностью коинтегрированы. Анализируются модели панельной регрессии линейной, логарифмической и параболической спецификаций: модель для средних значений, модель с фиксированными эффектами и модель со случайными эффектами.

В результате эконометрического анализа установлено, что различие в уровне распространенности самоубийств работающих по найму во времени внутри одной страны наилучшим образом объясняется логарифмической зависимостью от средней фактической продолжительности рабочего времени при помощи модели с фиксированными эффектами, а различие между странами — U-образной зависимостью при помощи модели со случайными эффектами. В результате решения на минимум уравнения параболической модели со случайными эффектами определено оптимальное значение средней фактической продолжительности рабочей недели (38,7 часа), при котором достигается минимум самоубийств. Наличие оптимального значения рабочего времени открывает возможности для научно обоснованного регулирования рабочего времени в направлении оптимума для снижения количества самоубийств от этого фактора.

Ключевые слова: уровень распространенности самоубийств, рабочее время, работающие по найму, повседневная жизнь, панельные данные, панельная коинтеграция, панельная регрессия.

Petr A. Korotkov¹, Ekaterina A. Zagaynova²¹Volga State University of Technology, Yoshkar-Ola²Kazan Federal University, Kazan

Interrelation between the prevalence rate of suicides and the length of working hours

It is known that overworking as well as deficiency of work (plenty of free time) are major factors of a suicide on an individual level which allows when passing to the level of a real social group (employees) to suppose of existence of a certain optimum of working time or a parabolic (U-shaped) connection between the suicide rate and an average duration of working time.

From the theoretical point of view the supposed parabolic dependence of the level of prevalence of suicides from an average duration of working time of employees is described from the point of view of suicidology: excessive increase of working time is an external tendency which prevents satisfaction of actual needs of an employee and limits physically the space (off-work time) for their realization. Multidirectional tendencies form a life conflict which has crucial significance when transferring to a suicidal phase.

The objective of this article consists in a qualitative assessment of an influence of “an average duration of working time” on the level of prevalence of suicides when other things are fixed (economic, social, religious and others) in a relatively stable social situation.

For the econometric analysis, reliable and comparable data of the European database of detailed mortality data of the World Health Organization and Eurostat are used for 22 European countries for the period from 1998 till 2012. Based on analysis of a dynamics of the studied variables different hypothesis have been made: 1) about existence of statistically significant linear or logarithmic dependence of the level of prevalence of suicides from an average factual duration of working time inside a country 2) about existence of a parabolic (U-shaped) dependence of the level of prevalence of suicides from an average factual duration of working time between countries. A

¹Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта

set of panel unit root tests and stationarity testify that the examined variables are unsteady variables with integratedness order $I(1)$. The results of Pedroni panel cointegration tests show that the studied variables are likely cointegrated. The models of panel regression of linear, logarithmic and parabolic specifications are actualized: namely the model for mean values, the model with fixed effects and the model with random effects.

As a result of econometric analysis it was determined that the difference in the level of prevalence of suicides of employees in timing inside one country is best explained by a logarithmic dependence from an average factual duration of working time by using a model with fixed

effects and a difference between countries – by U-shaped dependence by using a model with random effects. As a result it was established that using the minimal solution of the equation of the parabolic model with random effects, the optimal value of the average actual duration of the working week (38,7 hours) is determined, at which the minimum of suicides is reached. Existence of a best value of working time opens up opportunities for scientifically proven regulation of working time towards optimum in order to reduce the number of suicides.

Keywords: suicide rate, working time, employee, everyday life, panel data, panel co-integration, panel regression.

1. Введение

Самоубийства, связанные с условиями работы, являются международным феноменом, о чем свидетельствуют вспышка самоубийств на предприятиях Foxconn's в южном Китае, самоубийства фермеров в Индии и «каро-хисацу» (karo-jisatu), или самоубийство от переработки, в Японии [1]. Особенностью самоубийств, связанных с условиями работы, является обыденность их контекста: повседневное рабочее место с его рутинными привычками, режимом и ритмом труда.

«Каро-хисацу» является наиболее сложным подвидом феномена «кароши» (karoshi), который означает смерть от переработки [2], когда работники умирают от сердечно-сосудистых заболеваний (инфарктов и инсультов), вызванных накопленным стрессом. В случае «каро-хисацу» работающие также испытывают стресс, который, однако, приводит их к самоубийству раньше, чем они умрут от сердечно-сосудистых заболеваний. «Каро-хисацу» не зависит от пола и возраста работников, встречается на всех типах рабочих мест – бюджетных и частных – и среди должностных лиц всех уровней – от рядовых клерков до руководителей среднего и высшего звена. Лица, совершившие «каро-хисацу», как правило, подвергались воздействию чрезвычайно продолжительного рабочего дня (12–15 часов), большой загруженности, плохой рабочей обстановки без праздников в течение 6–12 месяцев до смерти [3].

«Каро-хисацу» долгое время считался национальным японским феноменом, обусловленным культурными традициями, которые позволяют или даже одобряют суицид как окончательный способ решения проблем, и корпоративной культурой, предполагающей изнурительные переработки. Однако современные исследования показали, что «каро-хисацу» объясняется не только культурными, но и социальными факторами [2]. Кроме того, Япония является одной из немногих стран, в которой собирается официальная статистика по «кароши» и «каро-хисацу». В Японии «кароши» стала признаваться социальной проблемой в конце 1980-х годов. К примеру, во Франции, признанной наряду с Японией страной с самым высоким уровнем самоубийств, связанных с условиями труда, статистика таких самоубийств ведется на национальном уровне по экономическим секторам лишь с 2003 г. [1]. При этом статистика, собираемая профсоюзами на уровне компаний, зачастую оспаривается руководством и не признается государственными органами. В большинстве стран официальная статистика «кароши» не ведется, в том числе из-за нежелания работодателей выплачивать родственникам погибших материальные компенсации.

Вместе с тем недавнее масштабное исследование образа жизни и состояния здоровья более чем 600 тысяч человек показало, что на индивидуальном уровне основной причи-

ной «кароши» может оказаться не стресс, как это принято считать, а продолжительность рабочего времени. Мета-анализ 25 исследований из 24 когорт стран Европы, США и Австралии показал, что у тех, кто работает 55 часов в неделю, вероятность инсульта на треть выше, чем у тех, кто работает менее 40 часов. При этом установленная связь не меняется между мужчинами и женщинами, не зависит от географического положения и интенсивности труда [4].

Полученные данные позволяют рассматривать смерть от переработки, включая самоубийство, как глобальную проблему. Действительно, японцы уже не являются рекордсменами по продолжительности рабочего времени. К примеру, в 2015 г. среднестатистический работник в Японии проводил на работе меньше времени, чем его коллега из Мексики, США, Италии, Израиля и других стран [5]. Число сообщений о случаях «кароши» из Индии, Южной Кореи, Тайваня, Китая постоянно растет. В Китае это явление, называемое «голаосы», ежегодно уносит жизни 600 тысяч человек в год. Смерть от переработки существует и в странах Европы, в которых это явление пока не получило собственного названия [6].

Цель данной работы заключается в эконометрическом анализе связи уровня распространенности самоубийств и средней продолжительности рабочего времени работающих по найму в капиталистических странах в условиях

сложившейся повседневности в относительно стабильной общественной ситуации с учетом свойств имеющихся данных и временных ограничений, что согласуется с тенденцией стремления современной социогуманитарной науки к количественной оценке социальных и психологических характеристик больших социальных общностей [7], в том числе в самых обычных, нормальных условиях [8].

В условиях сложившейся повседневности в относительно стабильной общественной ситуации, характеризующейся отсутствием значимых трансформаций трудовой и социальной сферы, вызывает сомнения достаточность вариации выбранных показателей внутри одной страны. Вместе с тем между странами существование значимых различий более вероятно, и использование данных, агрегированных на уровне стран, может обеспечить достаточную для анализа динамику изучаемых показателей.

Для оценки связи уровня распространенности самоубийств и средней продолжительности рабочего времени работающих по найму используются панельные данные для 22 европейских стран за период с 1998 по 2012 год.

Источниками данных служат Европейская база детализированных данных о смертности Всемирной организации здравоохранения (ВОЗ) и Евростат. В качестве уровня распространенности самоубийств работающих по найму использовался стандартизированный (по возрасту) коэффициент смертности от самоубийств и преднамеренных самоповреждений на 100000 населения в возрасте от 15 до 74 лет, а в качестве показателя средней фактической продолжительности рабочего времени работающих по найму – среднее количество фактически отработанных часов в течение от-

четной недели на основной работе работающими по найму в возрасте старше 15 лет (полная занятость).

Статья состоит из шести разделов, включая Введение и Заключение. Во втором разделе сформулированы теоретические основы исследования, выдвинута основная гипотеза. В третьем разделе приводится описание данных и переменных, анализируется их динамика, выдвигаются рабочие гипотезы, оцениваются динамические характеристики данных при помощи панельных тестов на единичный корень и стационарность, осуществляется коинтеграционный анализ связи переменных при помощи тестов Педрони. В четвертом разделе описывается методология эконометрического анализа, обсуждаются модели панельной регрессии. В пятом разделе приводятся результаты эконометрического анализа. В заключении содержатся основные выводы.

В электронной версии журнала (www.statecon.rea.ru) представлены подробные данные и расчеты (приложение А-Д), ссылки на которые имеются по тексту статьи.

2. Постановка задачи и основные понятия

В данном исследовании самоубийство определяется как намеренное лишение себя жизни и рассматривается как социальное явление, заключающееся в том, что какое-то количество людей добровольно уходят из жизни [9].

Объект исследования – реальная социальная группа – работающие по найму в капиталистических странах. Выбор объекта исследования объясняется его высокой релевантностью и тем, что это самая многочисленная социальная группа в доминирующем (капиталистическом) типе общества, определяющая тенденции его развития.

Предмет исследования – количественные методы оценки связи уровня распространенности самоубийств и средней продолжительности рабочего времени работающих по найму в капиталистических странах в условиях сложившейся повседневности в относительно стабильной общественной ситуации.

Выдвигается гипотеза о существовании статистически значимой параболической (*U*-образной) зависимости уровня распространенности самоубийств от средней продолжительности рабочего времени работающих по найму в капиталистических странах в условиях сложившейся повседневности в относительно стабильной общественной ситуации.

В основу предположения о нелинейной форме зависимости положена аналогия с результатами исследований на индивидуальном уровне, согласно которым люди, кончают жизнь самоубийством не только, когда слишком глубоко вовлечены в работу, но и при ее отсутствии [2].

Теоретически предполагаемая параболическая зависимость уровня распространенности самоубийств от средней продолжительности рабочего времени работающих по найму может осуществляться следующим образом.

В повседневной жизни при увеличении рабочего времени, происходит пропорциональное уменьшение вне рабочего времени [10], которое является пространством для реализации большинства бытовых (насуточных) потребностей работающего по найму. Фактически, чрезмерное увеличение рабочего времени выступает внешней тенденцией, препятствующей удовлетворению актуальных потребностей работающего по найму, физически ограничивая пространство для их реализации. Из разнонаправленных тенденций (акту-

альной потребности, реализующейся во внерабочее время, и препятствующей ее удовлетворению тенденции увеличения рабочего времени) образуется жизненный конфликт, имеющий решающее значение для перехода в суицидальную фазу [11]. Затем происходит генерализация конфликта, когда в конфликтные отношения вовлекается ближнее окружение работающего по найму (жена, дети, родственники, друзья). При этом часть лиц, входящих в ближнее окружение, как правило, также заняты оплачиваемым трудом, что способствует росту напряженности конфликта. В случае слабости резервов адаптации и невозможности изменить конфликтную ситуацию, резко повышается вероятность суицида лиц, вовлеченных в конфликтные отношения, как способа самоустранения от продолжения всякой деятельности [там же].

С другой стороны, при наличии достаточного уровня дохода в условиях чрезмерного сокращения рабочего времени, т.е. избытка внерабочего времени, происходит практически беспрепятственное удовлетворение обыденных потребностей работающего по найму, которое не порождает интереса [13]. В свою очередь, отсутствие интереса к повседневной жизни («пресыщенность жизнью», скука, разочарование), отражающее негативное, тягостное состояние, в которое также вовлекается ближнее окружение работающего по найму, является одной из причин самоубийства как способа выхода из этого состояния [11].

Указанные соображения согласуются с результатами исследований по организационной психологии [14], в которых установлено, что дисбаланс работы и жизни может породить негативные социальные последствия (рост преступности среди несовершеннолетних, злоупотребление наркотиками и др.).

В связи с тем, что уровень распространенности самоубийств как социальное явление может зависеть не только от средней продолжительности рабочего времени, но и от других факторов (социальных, экономических, политических, культурных, религиозных и др.) [9], применяется методология панельных данных [15], позволяющая учесть влияние скрытых (неучтенных) факторов за счет включения индивидуальных эффектов в модели панельной регрессии. Такой подход согласуется с международной практикой изучения взаимосвязи самоубийств с различными факторами. К примеру, исследование взаимосвязи уровня распространенности самоубийств и уровня безработицы также предполагает использование панельных данных [16].

3. Данные

3.1. Источники и описание данных

При выборе показателей уровня распространенности самоубийств и средней продолжительности рабочего времени работающих по найму анализировались данные национальной статистики изучаемых стран и международных баз данных Всемирной организации здравоохранения (ВОЗ) (World Health Organisation, WHO), Международной организации труда (The International Labour Organization, ILO), Евростата (Eurostat), Организации экономического сотрудничества и развития (ОЭСР) (Organisation for Economic Co-operation and Development, OECD), Европейской экономической комиссии (ЕЭК) ООН (The United Nations Economic Commission for Europe, UNECE).

Анализ показал, что специализированные статистические данные о самоубийствах, связанные с условиями работы, на национальном уровне являются неполными, ненадежны-

ми и несопоставимыми из-за разных методов регистрации самоубийств и юридических сложностей при доказательстве их связи с условиями работы [1]. В свою очередь, международные базы, использующие более совершенную методологию, не содержат данных об уровне распространенности самоубийств в разрезе работающих по найму.

Для решения этой проблемы использовались данные об уровне распространенности самоубийств среди населения в возрасте 15–74 лет, поскольку именно для этой возрастной группы проводятся исследования рабочей силы. Было установлено, что показатель уровня распространенности самоубийств среди населения в возрасте 15–74 лет доступен только в Европейской базе детализированных данных о смертности (DMDB) ВОЗ. Использование этого показателя в качестве прокси уровня распространенности самоубийств работающих по найму представляется оправданным, поскольку в среднем 60% населения стран Евросоюза в возрасте 15–74 лет являются занятыми.

Для повышения точности отбирались данные о среднем количестве фактически отработанных часов в течение отчетной недели работающими по найму. Использование средней фактической продолжительности рабочей недели, а не дня или года, объясняется тем, что противопоставление рабочего и внерабочего (прежде всего, свободного) времени, лежащее в основе предположения о форме зависимости уровня распространенности самоубийств от средней продолжительности рабочего времени, в реальной жизни в полной мере проявляется именно в течение недели, когда большинство обыденных потребностей реализуются в выходные дни после окончания рабочей недели.

Евростат предоставляет данные о фактической продолжительности рабочей недели работающих по найму на основной, а также на второй (дополнительной) работе при полной и неполной занятости. Данные Международной организации труда являются более полными (пространственный охват), но менее точными. ОЭСР предоставляет данные только об «обычной» продолжительности рабочей недели на основной работе для нескольких возрастных групп работающих по найму при полной и неполной занятости. При этом данные ОЭСР о среднегодовой фактической продолжительности рабочего времени в расчете на одного наемного работника, по заявлению самой организации [5], являются несопоставимыми между странами. Таким образом, только Евростат обеспечивает наибольшую представимость данных при удовлетворительном соблюдении остальных требований (доступности, точности, релевантности, полноты и сопоставимости).

В итоге в работе рассматривались статистические данные Евростата [17] и Европейской базы детализированных данных о смертности (DMDB) ВОЗ [18] (табл. А1, Приложение А). Использование этих источников является правомерным еще и потому, что Евростат при работе с данными об уровне распространенности самоубийств руководствуется стандартами, установленными ВОЗ, т.е. методы получения данных являются согласованными.

Таким образом, уровень распространенности самоубийств работающих по найму описывается переменной «стандартизированный (по возрасту) коэффициент смертности от самоубийств и преднамеренных самоповреждений на 100000 населения в возрасте от 15 до 74 лет» ($S_{i,t}$), а сред-

няя продолжительность рабочего времени работающих по найму – переменной «среднее количество фактически отработанных часов в течение отчетной недели на основной работе работающими по найму в возрасте старше 15 лет (полная занятость)» ($TMF_{i,t}$). В дальнейшем используются сокращенные наименования этих переменных: «уровень распространенности самоубийств» ($S_{i,t}$) и «средняя фактическая продолжительность рабочего времени» ($TMF_{i,t}$).

В результате сбора и обработки данных первоначально была сформирована сбалансированная панель, содержащая переменные $S_{i,t}$ и $TMF_{i,t}$ для 23 стран (Австрии, Бельгии, Великобритании, Венгрии, Германии, Греции, Дании, Испании, Италии, Латвии, Литвы, Люксембурга, Нидерландов, Норвегии, Португалии, Румынии, Словакии, Финляндии, Франции, Чехии, Швейцарии, Швеции, Эстонии) за период с 1998 по 2012 год (15 лет).

Динамика уровня распространенности самоубийств ($S_{i,t}$) и средней фактической продолжительности рабочего времени ($TMF_{i,t}$) значительно различается по рассматриваемым странам (рис. А1, Приложение А):

– снижение средней фактической продолжительности рабочего времени до 39–40,5 ч сопровождается снижением уровня распространенности самоубийств. Такая динамика относится к Австрии, Великобритании, Венгрии, Германии, Латвии, Литве, Румынии, Словакии, Эстонии;

– рост средней фактической продолжительности рабочего времени до 38,5–40,5 ч сопровождается снижением уровня распространенности самоубийств. Такая динамика относится к Бельгии, Греции, Дании, Испании, Италии, Люксембургу, Нидерландам, Норвегии, Португалии, Финляндии, Швейцарии;

– во Франции, Чешской Республике и Швеции связь между изучаемыми переменными носит неоднозначный характер.

Необходимо отметить, что Венгрия, Латвия, Литва и Эстония в анализируемом периоде имели чрезвычайно высокий уровень распространенности самоубийств, превышающий 35 самоубийств на 100000 населения, что могло привести к статистическим выбросам. Действительно, анализ гистограммы распределения значений уровня распространенности самоубийств (рис. А2, Приложение А) показал, что наблюдения, относящиеся к Литве, можно отнести к выбросам, и их следует удалить из дальнейшего анализа. Таким образом, после удаления Литвы в сбалансированной панели остались 22 европейские страны.

Наблюдаемые различия в динамике уровня распространенности самоубийств и средней фактической продолжительности рабочего времени позволяют предположить наличие линейной связи между этими переменными во времени внутри одной страны. Кроме того, нельзя исключить и альтернативные формы зависимости (например, логарифмическую). Вместе с тем между странами возможно существование U-образной связи между изучаемыми переменными с точкой минимума функции в диапазоне 38,5–40,5 часов.

Действительно, анализ диаграмм рассеяния «уровень распространенности самоубийств – средняя фактическая продолжительность рабочего времени», построенных по данным, усредненным во времени (рис. А3, Приложение А), и по объединенным кросс-данным (рис. А4, Приложение А), предварительно подтверждает предположение о линейной и параболической формах зависимости внутри одной страны и между странами соответственно. При этом ана-

лиз стандартных отклонений показывает, что изменчивость изучаемых переменных между странами значительно выше их изменчивости во времени внутри одной страны (табл. А2, Приложение А).

Выдвигаются рабочие гипотезы: 1) о существовании статистически значимой линейной или логарифмической зависимости уровня распространенности самоубийств от средней фактической продолжительности рабочего времени внутри стран; 2) о существовании параболической (U -образной) зависимости уровня распространенности самоубийств от средней фактической продолжительности рабочего времени между странами.

Для проверки указанных предположений в дальнейший анализ были также включены логарифмированные значения уровня распространенности самоубийств и средней фактической продолжительности рабочего времени ($s_{i,t}$, $tmf_{i,t}$), а также квадрат средней фактической продолжительности рабочего времени ($TMF_{i,t}^2$).

3.2. Динамические характеристики данных

В связи с тем, что графики временных рядов изучаемых переменных (рис. А1, Приложение А) позволяют предположить их нестационарность, были проведены панельные тесты на единичный корень [19]. Отсутствие единичного корня свидетельствует о стационарности переменной. Расчет тестов осуществлялся при помощи эконометрической программы EViews 8.1. Использовались два панельных теста Levin-Lin-Chu (LLC) [20], Breitung-тест [21] и три межгрупповых теста Im, Pesaran and Shin (IPS) [22], ADF-Fisher и PP-Fisher [23] на единичный корень. Нулевая гипотеза предполагала наличие единичного корня. Все спецификации включали индивидуальные эффекты и индивиду-

альные линейные тренды. В условиях коротких временных рядов, когда велика вероятность получения недостоверных результатов, использовался жесткий критерий принятия решения о стационарности изучаемых переменных: если хотя бы один из тестов на единичный корень не отвергал нулевую гипотезу о наличии единичного корня, временной ряд признавался нестационарным.

Несмотря на противоречивые результаты панельных тестов на единичный корень (табл. Б1, Приложение Б), уровень распространенности самоубийств ($S_{i,t}$), среднюю фактическую продолжительность рабочего времени ($TMF_{i,t}$), их логарифмы ($s_{i,t}$, $tmf_{i,t}$), а также «квадрат» средней фактической продолжительности рабочего времени ($TMF_{i,t}^2$) можно считать нестационарными переменными с порядком интегрированности $I(1)$, а их первые разности – стационарными переменными с порядком интегрированности $I(0)$. При этом переменную $TMF_{i,t}^2$ можно считать интегрированной $I(1)$ только в некоторой окрестности.

Таким образом, между уровнем распространенности самоубийств и средней фактической продолжительностью рабочего времени может существовать долгосрочная связь, наличие которой тестируется при помощи коинтеграционного анализа применительно к панельным данным.

3.3. Коинтеграция: оценка параметров долгосрочной связи

Проверка наличия коинтеграции [24] между показателями уровня распространенности самоубийств и средней фактической продолжительности рабочего времени осуществлялась с помощью тестов Педрони (4 внутригрупповых и 3 межгрупповых) [25, 26]. Для всех семи тестов нулевой гипотезой (H_0) является отсутствие

коинтеграции между изучаемыми переменными; альтернативная гипотеза (H_1) предполагает наличие коинтеграции.

В основу панельных тестов на коинтеграцию Педрони положена регрессия вида (1):

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \beta X'_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

где $Y_{i,t}$ – зависимая переменная, характеризующая уровень распространенности самоубийств на 100000 населения в возрасте от 15 до 74 лет в i -й стране в период t ; α_i – индивидуальные эффекты, $\delta_i t$ – индивидуальные тренды, которые при необходимости могут быть исключены из модели; $X_{i,t}$ – K -мерный вектор объясняющих переменных, характеризующих среднюю фактическую продолжительность рабочего времени в i -й стране в период t ; β – вектор соответствующих коэффициентов панельной регрессии; $\varepsilon_{i,t}$ – остатки панельной регрессии; $i = 1, 2, \dots, N$ – номер страны, $N = 22$; $t = 1, 2, \dots, T$ – номер периода, T – число наблюдений для i -й страны, $T = 15$. Указанная спецификация предполагают наличие различных аспектов гетерогенности, которая учитывается через постоянные индивидуальные эффекты α_i и индивидуальные тренды $\delta_i t$.

В случае принятия нулевой гипотезы (H_0) остатки панельной регрессии (1) $\varepsilon_{i,t}$ будут являться нестационарной величиной с порядком интегрированности $I(1)$. Тест на коинтеграцию, основанный на (1), осуществляется при помощи следующей регрессии:

$$\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + u_{i,t}, \quad (2)$$

где ρ_i – авторегрессионный коэффициент.

Для панельного теста на коинтеграцию $H_0: \rho_i = 1$ для всех i ; $H_1: (\rho_i = \rho) < 1$ для всех i (внутригрупповой тест), для среднегруппового панельного теста на коинтеграцию $H_0: \rho_i = 1$ для всех i ; $H_1: \rho_i < 1$ для всех i . Это означает, что среднегрупповой панельный

тест на коинтеграцию является более общим тестом, поскольку при альтернативной гипотезе допускает гетерогенность коэффициентов.

Панельные тесты Педрони на коинтеграцию между изучаемыми переменными рассчитывались с помощью эконометрической программы EViews 8.1. Спецификации тестов включали индивидуальные эффекты; индивидуальные эффекты и индивидуальные тренды.

Результаты панельных тестов Педрони на коинтеграцию между изучаемыми переменными (Приложение В) свидетельствуют о том, что переменные $S_{i,t}$ и $TMF_{i,t}$, $s_{i,t}$ и $tmf_{i,t}$ с большой вероятностью коинтегрированы. В спецификации с индивидуальными эффектами только два теста из семи не отвергают нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции между переменными $S_{i,t}$ и $TMF_{i,t}$ на 10% уровне значимости; в спецификации с индивидуальными эффектами и индивидуальными трендами также два теста из семи не отвергают нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции на 5% уровне значимости (табл. В1, Приложение В). В спецификации с индивидуальными эффектами только два теста из семи не отвергают нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции между переменными $s_{i,t}$ и $tmf_{i,t}$ на 10% уровне значимости; в спецификации с индивидуальными эффектами и индивидуальными трендами уже три теста из семи не отвергают нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции на 5% уровне значимости (табл. В2, Приложение В). Кроме того, групповая ADF-статистика, наиболее мощный тест для коротких рядов, также подтверждает наличие коинтеграции между переменными $S_{i,t}$ и $TMF_{i,t}$, $s_{i,t}$ и $tmf_{i,t}$ в обеих спецификациях.

Результаты панельных тестов Педрони на коинтеграцию между переменными $S_{i,t}$

и $TMF_{i,t}$, $TMF_{i,t}^2$ являются более противоречивыми (табл. В3, Приложение В). В спецификации с индивидуальными эффектами пять тестов из семи не отвергают нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции между переменными $S_{i,t}$ и $TMF_{i,t}$, $TMF_{i,t}^2$ на 10% уровне значимости; в спецификации с индивидуальными эффектами и индивидуальными трендами три теста из семи не отвергают нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции на 5% уровне значимости.

4. Методология эконометрического анализа

Методология исследования основана на подходах к эконометрическому анализу панельных данных [16, 27–30], и развивает методологию, предложенную авторами [31].

4.1. Эконометрические модели

Для анализа связи между уровнем распространенности самоубийств и средней фактической продолжительностью рабочего времени используются три модели регрессии для панельных данных: модель с фиксированными эффектами, модель со случайными эффектами и модель для средних значений.

Модель регрессии с фиксированными эффектами имеет вид:

$$Y_{i,t} = \alpha + \mu_i + \delta_i t + \beta X'_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

где $Y_{i,t}$ – зависимая переменная, характеризующая уровень распространенности самоубийств на 100000 населения в возрасте от 15 до 74 лет в i -й стране в период t ; α – свободный член; $X_{i,t}$ – K -мерный вектор объясняющих переменных, характеризующих среднюю фактическую продолжительность рабочего времени в i -й стране в период t ; β – вектор соответствующих коэффициентов панельной регрессии; μ_i – постоянные во времени

индивидуальные эффекты для каждой i -й страны, улавливающие влияние неучтенных переменных; $\delta_i t$ – индивидуальные тренды, которые при необходимости могут быть исключены из модели; $\varepsilon_{i,t}$ – остатки панельной регрессии, некоррелированные с объясняющими переменными и одинаково распределенные по странам и времени с нулевым средним и дисперсией $\sigma_{\varepsilon_i}^2$; $i = 1, 2, \dots, N$ – номер страны, $N = 22$; $t = 1, 2, \dots, T$ – номер периода, T – число наблюдений для i -й страны, $T = 15$.

Модель регрессии со случайными эффектами имеет вид:

$$Y_{i,t} = \mu + \beta X'_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

где μ – свободный член; u_i – индивидуальные эффекты, которые рассматриваются как случайные величины, не зависящие от времени и некоррелированные с остатками $\varepsilon_{i,t}$, имеющие нулевое условное (по объясняющим переменным) математическое ожидание и дисперсию σ_u^2 .

Модель для средних значений, в которой усредняются все переменные модели по времени для каждой страны (регрессия «between»), имеет вид:

$$\bar{Y}_{i,t} = \mu + \beta \bar{X}'_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

где $\bar{Y}_{i,t} = \sum_{t=1}^T Y_{i,t} / T$, $\bar{X}_{i,t} = \sum_{t=1}^T X_{i,t} / T$, $\varepsilon_{i,t}$ – остатки, некоррелированные с объясняющими переменными.

Модели панельной регрессии (3), (4), (5) содержательно различаются интерпретацией. В модели с фиксированными эффектами (3) оценка коэффициентов β основана на информации об изменении уровня распространенности самоубийств во времени внутри одной страны в зависимости от изменения объясняющих переменных, характеризующих среднюю фактическую продолжительность рабочего времени. При этом не использу-

ется информация о различии в среднем уровне распространенности самоубийств между странами — оно полностью объясняется постоянными индивидуальными эффектами μ_i . Напротив, в модели для средних значений (5), которая носит вспомогательный характер, оценка коэффициентов β основана на информации о том, как изменение в уровне распространенности самоубийств между странами в среднем связано с изменением объясняющих переменных. Другими словами, модель с фиксированными эффектами объясняет различия в уровне распространенности самоубийств во времени внутри стран, а модель для средних значений — между странами.

Оценки модели случайных эффектов (4) являются более эффективными, чем оценки моделей (3), (5), поскольку учитывают как изменение уровня распространенности самоубийств внутри одной страны, так и его различие между странами. Следует отметить, что оценки модели случайных эффектов являются состоятельными, если верно предположение о независимости случайных эффектов u_i от объясняющих переменных и остатков модели $\varepsilon_{i,t}$.

Для того чтобы определить вид зависимости между уровнем распространенности самоубийств и средней фактической продолжительностью рабочего времени, рассматриваются три спецификации представленных моделей панельной регрессии: линейная, логарифмическая и параболическая.

Параметры модели для средних значений (5) оцениваются методом наименьших квадратов (МНК). При этом в уравнение регрессии вводится фиктивная переменная для учета особенностей стран (Венгрия, Латвия и Эстония), отличающихся очень высоким уровнем распространенности

самоубийств, превышающим 35 самоубийств на 100000 населения, следующего вида:

$$D_{i,t} = \begin{cases} 0 & \text{для всех } i, \text{ кроме} \\ i = 4, 10, 22 & \text{для всех } t \\ 1 & \text{для } i, \text{ кроме } i = 4, \\ 10, 22 & \text{для всех } t \end{cases} \quad (6)$$

где $i = 1, 2, \dots, N$ — номер страны, $N = 22$; $i = 4, 10, 22$ — Венгрия, Латвия, Эстония; $t = 1, 2, \dots, T$ — номер периода.

Несмотря на то, что полностью модифицированный метод наименьших квадратов (FMOLS) дает более надежные оценки [32], для оценки параметров модели с фиксированными эффектами (3) используется панельный метод наименьших квадратов (ПМНК), спецификация которого максимально приближена к уравнению регрессии (1), на основе которого рассчитывались панельные тесты на коинтеграцию. Коэффициенты β при объясняющих переменных являются общими для всех стран. На основании результатов панельных тестов на коинтеграцию модель (3) для линейной и логарифмической спецификаций предполагает постоянные индивидуальные эффекты; для параболической спецификации — постоянные индивидуальные эффекты и индивидуальные тренды; постоянные индивидуальные эффекты.

Модель случайных эффектов (4) оценивается при помощи обобщенного метода наименьших квадратов (ОМНК), а для дисперсии случайных индивидуальных эффектов и дисперсии остатков используются оценки Swamy—Arora [33].

4.2. Анализ направления связей между переменными

При наличии коинтеграции между уровнем распространенности самоубийств и средней фактической продолжительностью рабочего времени анализ направления связей между этими переменными осуществляется при помощи

теста Грэнджера, при котором объясняющая и зависимая переменные меняются местами, в рамках системы уравнений вида:

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_{1i} + \varphi_1 \Delta Y_{i,t-1} + \beta_1 \Delta X'_{i,t-1} + \delta_1 \varepsilon_{i,t-1} + u_{1i,t}, \quad (7a)$$

$$\Delta X_{i,t} = \alpha_{2i} + \varphi_2 \Delta Y_{i,t-1} + \beta_2 \Delta X'_{i,t-1} + \delta_2 \varepsilon_{i,t-1} + u_{2i,t}, \quad (7b)$$

где $\Delta Y_{i,t} = Y_{i,t} - Y_{i,t-1}$ — первая разность зависимой переменной, характеризующей уровень распространенности самоубийств на 100000 населения в возрасте от 15 до 74 лет в i -й стране в период t ; $\Delta X_{i,t-1} = X_{i,t} - X_{i,t-1}$ — первая разность K -мерного вектора объясняющих переменных, характеризующих среднюю фактическую продолжительность рабочего времени в i -й стране в период t ; $\varepsilon_{i,t-1}$ — механизм корректировки равновесия (ECM); δ_1, δ_2 — коэффициенты обратной связи, характеризующие скорость восстановления равновесного состояния; α_{1i}, α_{2i} — индивидуальные эффекты; $\varphi_1, \varphi_2, \beta_1, \beta_2$ — коэффициенты регрессий; $u_{1i,t}, u_{2i,t}$ — остатки регрессий; $i = 1, 2, \dots, N$ — номер страны, $N = 22$; $t = 1, 2, \dots, T$ — номер периода, T — число наблюдений для i -й страны, $T = 15$.

Оценка коэффициентов регрессий (7a), (7b) осуществляется панельным методом наименьших квадратов (ПМНК).

Если в уравнении (7b) $\varphi_2 \neq 0$, а $\delta_2 = 0$, то объясняющая переменная $X_{i,t}$ является слабо экзогенной по отношению к зависимой переменной $Y_{i,t}$. Это означает, что переменная, характеризующая среднюю фактическую продолжительность рабочего времени, не зависит от переменной, характеризующей уровень распространенности самоубийств, в долгосрочном периоде, но может существовать краткосрочная зависимость. Если $\varphi_2 = 0$ и $\delta_2 = 0$, то переменная $X_{i,t}$ является сильно экзогенной

по отношению к переменной $Y_{i,t}$, т.е. $X_{i,t}$ не зависит от $Y_{i,t}$ ни в долгосрочном, ни в краткосрочном периодах. Между переменными $Y_{i,t}$ и $X_{i,t}$ существует взаимосвязь (эндогенность переменных), если $\delta_2 \neq 0$ (взаимосвязь в долгосрочном периоде), $\varphi_2 \neq 0$ (взаимосвязь в краткосрочном периоде); $\delta_2 \neq 0$ и $\varphi_2 \neq 0$ (взаимосвязь в долгосрочном и краткосрочном периодах).

5. Результаты эконометрического анализа

Результаты параметрической оценки моделей регрессии (3), (4), (5) представлены в таблице. Оценки коэффициентов моделей представлены в *Приложении Г*.

Для сопоставления моделей, оцениваемых одним и тем же методом, использовался коэффициент детерминации R^2 , характеризующий качество модели.

В случае вспомогательной модели для средних значений только в параболической спецификации коэффициенты при объясняющих переменных, характеризующих среднюю фактическую продолжительность рабочего времени, являются статистически значимыми (*табл. Г1. Приложение Г*), а качество модели

является наивысшим ($R^2 = 0,677$). Это согласуется с теоретическими ожиданиями и свидетельствует о правомерности выдвинутой ранее рабочей гипотезы о существовании параболической (U -образной) зависимости уровня распространенности самоубийств от средней фактической продолжительности рабочего времени между странами.

В случае модели с фиксированными эффектами все рассматриваемые спецификации являются статистически значимыми. При этом наибольшим качеством ($R^2 = 0,973$) формально обладает параболическая спецификация, включающая постоянные индивидуальные эффекты и индивидуальные тренды. Однако коэффициенты при переменных $TMF_{i,t}$ (средняя фактическая продолжительность рабочего времени), $TMF_{i,t}^2$ («квадрат» средней фактической продолжительности рабочего времени) и при некоторых индивидуальных трендах оказываются статистически незначимыми (*табл. Г3, Приложение Г*), что не позволяет использовать модель в данной спецификации.

Таким образом, модель с фиксированными эффектами логарифмической спецификации обладает наивысшим

качеством ($R^2 = 0,928$). Тесты на отсутствие постоянных индивидуальных эффектов подтверждают корректность выбранной спецификации модели, а коэффициент при переменной $tmf_{i,t}$ (средняя фактическая продолжительность рабочего времени) является отрицательным и статистически значимым (*табл. Г2, Приложение Г*), что соответствует теоретическим ожиданиям: при росте средней фактической продолжительности рабочего времени растет уровень распространенности самоубийств. Это означает, что рабочая гипотеза о существовании статистически значимой линейной или логарифмической зависимости уровня распространенности самоубийств от средней фактической продолжительности рабочего времени внутри стран подтверждается.

В случае модели случайных эффектов статистически значимыми являются линейная и параболическая спецификации, при этом параболическая спецификация обладает наивысшим качеством ($R^2 = 0,181$). Тест Хаусмана не отвергает нулевую гипотезу о некоррелированности объясняющих переменных и случайных эффектов. Коэффициенты модели при переменных $TMF_{i,t}$ (средняя фактическая продолжительность рабочего времени), $TMF_{i,t}^2$ («квадрат» средней фактической продолжительности рабочего времени) являются статистически значимыми и имеют теоретически ожидаемые знаки (*табл. Г4, Приложение Г*). Выдвинутая ранее рабочая гипотеза о существовании параболической (U -образной) зависимости уровня распространенности самоубийств от средней фактической продолжительности рабочего времени между странами подтверждается.

В связи с тем, что оценки модели случайных эффектов учитывают как изменение уровня распространенности са-

Таблица

Результаты построения панельных регрессий

Модель	Спецификация	Коэффициент детерминации R^2	F-критерий Фишера
Для средних значений	Линейная	0,540	11,14***
	Логарифмическая	0,312	4,30**
	Параболическая	0,677	12,55***
С фиксированными эффектами	Линейная	0,874	96,434***
	Логарифмическая	0,928	180,14***
	Параболическая	0,890	108,095***
С фиксированными эффектами и индивидуальными трендами	Параболическая	0,973	225,940***
Со случайными эффектами	Линейная	0,058	20,36***
	Логарифмическая	0,013	4,46**
	Параболическая	0,181	36,21***

Зависимая переменная: уровень распространенности самоубийств. *, **, *** – уровни значимости 10%, 5% и 1% соответственно.

моубийств внутри одной страны, так и его различие между странами, т.е. являются более эффективными, чем оценки моделей для средних значений и с фиксированными эффектами, для дальнейшего анализа используется модель случайных эффектов параболической спецификации (t -статистики – в круглых скобках):

$$\hat{S}_{i,t} = 627,95 - 31,75TMF_{i,t} + 0,41TMF_{i,t}^2 + (6,725) \quad (-6,718) \quad (6,996) + \varepsilon_{i,t}, \quad (8)$$

где $S_{i,t}$ – уровень распространенности самоубийств в i -й стране в период t ; $TMF_{i,t}$ – средняя фактическая продолжительность рабочего времени в i -й стране в период t ; $TMF_{i,t}^2$ – «квадрат» средней фактической продолжительности рабочего времени в i -й стране в период t , $\varepsilon_{i,t}$ – остаток панельной регрессии; $i = 1, 2, \dots, N$ – номер страны, $N = 22$; $t = 1, 2, \dots, T$ – номер периода, T – число наблюдений для i -й страны, $T = 15$.

Существование параболической (U -образной) зависимости позволяет найти оптимальное значение средней фактической продолжительности рабочего времени в виде решения на минимум уравнения панельной регрессии (8) по формуле:

$$TMF_{i,t}^{(optimus)} = \frac{-\beta_1}{2 * \beta_2} = \frac{-(-31,75)}{2 * 0,41} = 38,72 \text{ часа}, \quad (9)$$

где $TMF_{i,t}^{(optimus)}$ – оптимальное среднее количество фактически отработанных часов в течение отчетной недели на основной работе работающими по найму в возрасте старше 15 лет (полная занятость), при котором достигается минимальное значение стандартизированного (по возрасту) коэффициента смертности от самоубийств и преднамеренных самоповреждений на 100000 населения в возрасте от 15 до 74 лет.

Оптимальное значение средней фактической продолжительности рабочей недели ($TMF_{i,t}^{(optimus)}$) находится диапазоне (35–40 часов), который, по данным опросов жителей ряда европейских стран, имеющих законодательные ограничения на максимальную продолжительность рабочей недели, соответствует оптимальному режиму работы [34]. Кроме того, полученный оптимум находится в диапазоне (38,5–40,5 часов), ранее установленном в результате анализа динамики изучаемых переменных.

Анализ направления связи и проблемы экзогенности (эндогенности) изучаемых переменных осуществлялся с использованием тестов Грэнджера в рамках системы уравнений (7а, 7б) в логарифмической спецификации. Результаты оценивания, полученные с помощью панельного метода наименьших квадратов (Приложение Д) показали, что средняя фактическая продолжительность рабочего времени оказывает влияние на уровень распространенности самоубийств как в краткосрочном, так и в долгосрочном периодах. Прирост средней фактической продолжительности рабочего времени с лагом в один год оказывает статистически значимое (на 10% уровне) отрицательное влияние на прирост уровня распространенности самоубийств. Коэффициент при механизме корректировки равновесия $ЕСМ_{i,t-1}$ (уравнение 7а) имеет правильный (отрицательный) знак (– 0,321) и является статистически значимым (на 1% уровне). В свою очередь, уровень распространенности самоубийств не является фактором средней фактической продолжительности рабочего времени. Коэффициенты при приросте уровня распространенности самоубийств и механизме корректировки равновесия $ЕСМ_{i,t-1}$ (уравнение 7б) являются статисти-

чески незначимыми. Таким образом, средняя фактическая продолжительность рабочего времени является экзогенной переменной по отношению к уровню распространенности самоубийств.

6. Заключение

Смерть от переработки, включая самоубийство, является международным феноменом, проявляющимся в повседневной жизни, который с трудом поддается статистической регистрации, в том числе из-за юридических сложностей и нежелания руководителей организаций выплачивать материальные компенсации родственникам и близким умерших работников. Впервые смерть от переработки получила официальное признание в Японии, получив название «кароши» (karoshi).

Анализ современной литературы показал, что продолжительность рабочего времени является значимым фактором риска смерти от переработки независимо от пола работника, страны проживания и интенсивности труда [4]. Рассматривая самоубийство как социальное явление, была выдвинута гипотеза о существовании параболической зависимости уровня распространенности самоубийств от средней фактической продолжительности рабочего времени работающих по найму капиталистических стран в условиях сложившейся повседневности в относительно стабильной общественной ситуации. В основу предположения параболической (U -образной) формы зависимости легли результаты научных исследований «кароши» [2] и авторские соображения о реализации предполагаемой зависимости среди представителей релевантной социальной группы (работающих по найму), согласно которым переработка, равно как и недостаток работы (избыток вне рабочего

времени), являются факторами риска самоубийства.

Для эконометрического анализа использовались данные для 22 европейских стран за период с 1998 по 2012 год. Источниками данных являлись Европейская база детализированных данных о смертности Всемирной организации здравоохранения (ВОЗ) и Евростат. Анализ динамики изучаемых переменных позволил выдвинуть рабочие гипотезы: 1) о существовании статистически значимой линейной или логарифмической зависимости уровня распространенности самоубийств от средней фактической продолжительности рабочего времени внутри стран; 2) о существовании параболической (*U*-образной) зависимости уровня распространенности самоубийств от средней фактической продолжительности рабочего времени между странами.

При оценке зависимости уровня распространенности самоубийств от средней фактической продолжительности рабочего времени для учета скрытых (неучтенных) факторов (социальных, экономических, политических, культурных, религиозных и др.)

использовалась методология панельных данных, позволяющая учесть влияние этих факторов за счет включения индивидуальных эффектов в модели панельной регрессии. Оценивались модели панельной регрессии линейной, логарифмической и параболической спецификаций: модель для средних значений, модель с фиксированными эффектами и модель со случайными эффектами. Параметры моделей оценивались при помощи метода наименьших квадратов (МНК), панельного метода наименьших квадратов (ПМНК) и обобщенного метода наименьших квадратов (ОМНК) соответственно.

Результаты оценки модели с фиксированными эффектами показали, что наибольшим качеством обладает логарифмическая модель, характеризующая зависимость уровня распространенности самоубийств от средней продолжительности рабочего времени во времени внутри одной страны. Результаты оценки вспомогательной модели для средних значений свидетельствуют о возможности существования параболической (*U*-образной) зависимости уровня распро-

странности самоубийств от средней продолжительности рабочего времени при объяснении различий в уровне распространенности самоубийств между странами. Наличие *U*-образной зависимости окончательно подтверждается оценками наиболее эффективной модели со случайными эффектами.

Оптимальное значение средней фактической продолжительности рабочей недели, найденное в виде решения на минимум уравнения параболической модели панельной регрессии со случайными эффектами, составляет 38,72 часа и укладывается в диапазон значений оптимальной продолжительности рабочего времени (35–40 часов), установленный исследованиями баланса работы и жизни [34]. Наличие оптимального значения средней фактической продолжительности рабочей недели открывает дополнительные возможности для научно обоснованного регулирования средней продолжительности рабочего времени с целью снижения до минимума уровня распространенности самоубийств работающих по найму.

Литература

1. Waters S. Suicide as Protest in the French Workplace // *Modern & Contemporary France*. 2015. № 23 (4). P. 491–510.
2. Kawanishi Y. On Karo-Jisatsu (Suicide by Overwork): Why Do Japanese Workers Work Themselves to Death? // *International Journal of Mental Health*. 2008. No. 1 (37). P. 61–74.
3. Kawahito H. Suicide by Overwork. Iwanami Shinsho Series. Tokyo: Iwanami Shoten, 1998.
4. Kivimäki M., Jokela M., Nyberg S.T., Singh-Manoux A., Fransson E.I., Alfredsson L., Bjorner J.B., Borritz M., Burr H., Casini A., Clays E., Bacquer D.D., Dragano N., Erbel R., Geuskens G. A., Hamer M., Hoofman W.E., Houtman I.L., Jöckel K.-H., Kittel F., Knutsson A., Koskenvuo M., Lunau T., Madsen I.E.H., Nielsen M.L., Nordin M., Oksanen T., Pejtersen J.H., Pentti J., Rugulies R., Salo P., Shipley M.J., Siegrist J., Steptoe A., Suominen S.B., Theorell T., Vahtera J., Westerholm P.J.M., Westerlund H., O'Reilly D., Kumari M., Batty G.D., Ferrie J.E., Virtanen M. Long

References

1. Waters S. Suicide as Protest in the French Workplace. *Modern & Contemporary France*. 2015. No. 23 (4). P. 491–510.
2. Kawanishi Y. On Karo-Jisatsu (Suicide by Overwork): Why Do Japanese Workers Work Themselves to Death? *International Journal of Mental Health*. 2008. No. 1 (37). P. 61–74.
3. Kawahito H. Suicide by Overwork. Iwanami Shinsho Series. Tokyo: Iwanami Shoten, 1998.
4. Kivimäki M., Jokela M., Nyberg S.T., Singh-Manoux A., Fransson E.I., Alfredsson L., Bjorner J.B., Borritz M., Burr H., Casini A., Clays E., Bacquer D.D., Dragano N., Erbel R., Geuskens G. A., Hamer M., Hoofman W.E., Houtman I.L., Jöckel K.-H., Kittel F., Knutsson A., Koskenvuo M., Lunau T., Madsen I.E.H., Nielsen M.L., Nordin M., Oksanen T., Pejtersen J.H., Pentti J., Rugulies R., Salo P., Shipley M.J., Siegrist J., Steptoe A., Suominen S.B., Theorell T., Vahtera J., Westerholm P.J.M., Westerlund H., O'Reilly D., Kumari M., Batty G.D., Ferrie J.E., Virtanen M. Long

working hours and risk of coronary heart disease and stroke: a systematic review and meta-analysis of published and unpublished data for 603838 individuals. *Articles*, 2015. 386. P. 1739–1746. URL: [http://www.thelancet.com/pdfs/journals/lancet/PIIS0140-6736\(15\)60295-1.pdf](http://www.thelancet.com/pdfs/journals/lancet/PIIS0140-6736(15)60295-1.pdf).

5. URL: http://www.oecd-ilibrary.org/employment/data/hours-worked/average-annual-hours-actually-worked_data-00303-en.

6. *Gorvett Z.* “Death from overwork” is so common in Japan there’s even a word for it. But is it physically possible? BBC Capital. 13 сентября 2016. URL: <http://www.bbc.com/capital/story/20160912-is-there-such-thing-as-death-from-overwork>.

7. *Юревич А.В.* Динамика психологического состояния современного российского общества // Вестник российской академии наук. 2009. № 2 (79). С. 112–120.

8. *Журавлев А.Л.* Конкурентоспособность нации и образование: психологические аспекты // Информационный гуманитарный портал “Знание. Понимание. Умение”. 2009. № 2. URL: <http://www.zpu-journal.ru/e-zpu/2009/2/Zhuravlev/>.

9. *Гилинский Я.В.* Самоубийство как социальный феномен // Социологический журнал. 2011. № 2. С. 39–48.

10. *Коротков А.П.* Равнодневка. Омск: Издательство ОмГТУ, 2005. 130 с.

11. *Абрумova А.Г., Тихоненко В.А.* Диагностика суицидального поведения. Методические рекомендации. М.: ХОЗУ Миннефтепрома, 1980. 55 с.

12. *Юр’ева Л.Н.* Клиническая суицидология: Монография. Днепропетровск: Пороги, 2006. 472 с.

13. *Кикнадзе Д.А.* Потребности. Поведение. Воспитание. М.: Мысль, 1968. 152 с.

14. *Guest D.* Perspectives on the study of work-life balance // *Social Science Information*. 2002. No. 41. P. 255–279.

15. *Verbik M.* Модели, основанные на панельных данных // *Прикладная эконометрика*. 2006. № 1. С. 94–135.

16. *Jalles T. and Andresen A.* Suicide and Unemployment: A Panel Analysis of Canadian Provinces // *Archives of Suicide Research*. 2014. No.18 (1). P. 14–27.

17. URL: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.

18. URL: <http://data.euro.who.int/dmdb/>.

19. IHS. EViews 8.1. User’s Guide II. IHS Global Inc. 2014.

20. *Levin A., Lin C. F., and Chu C.* Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties // *Journal of Econometrics*. 2002. No. 108. P. 1–24.

21. *Breitung J.* The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data // *Advances in Econometrics*. 2000. No.15. P. 161–178.

22. *Im K. S., Pesaran M. H. and Shin Y.* Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels // *Journal of Econometrics*. 2003. No.115. P. 53–74.

working hours and risk of coronary heart disease and stroke: a systematic review and meta-analysis of published and unpublished data for 603838 individuals. *Articles*, 2015. 386. P. 1739–1746. URL: [http://www.thelancet.com/pdfs/journals/lancet/PIIS0140-6736\(15\)60295-1.pdf](http://www.thelancet.com/pdfs/journals/lancet/PIIS0140-6736(15)60295-1.pdf).

5. URL: http://www.oecd-ilibrary.org/employment/data/hours-worked/average-annual-hours-actually-worked_data-00303-en.

6. *Gorvett Z.* “Death from overwork” is so common in Japan there’s even a word for it. But is it physically possible? BBC Capital. 13 September 2016. URL: <http://www.bbc.com/capital/story/20160912-is-there-such-thing-as-death-from-overwork>.

7. *Yurevich A.V.* Dinamika psikhologicheskogo sostoyaniya sovremennogo rossiyskogo obshchestva. *Vestnik rossiyskoy akademii nauk*. 2009. No. 2 (79). P. 112–120. (In Russ.)

8. *Zhuravlev A. L.* Konkurentosposobnost’ natsii i obrazovanie: psikhologicheskie aspekty // *Informatsionnyy gumanitarnyy portal “Znanie. Ponimanie. Umenie”*. 2009. No. 2. URL: <http://www.zpu-journal.ru/e-zpu/2009/2/Zhuravlev/>. (In Russ.)

9. *Gilinskiy Ya.V.* Samoubiystvo kak sotsial’nyy fenomen. *Sotsiologicheskii zhurnal*. 2011. No. 2. P. 39–48. (In Russ.)

10. *Korotkov A.P.* Ravnodnevka. Omsk: Izdatel’stvo OmGTU, 2005. 130 p. (In Russ.)

11. *Abrumova A.G., Tikhonenko V.A.* Diagnostika suitsidal’nogo povedeniya. Metodicheskie rekomendatsii. Moscow: KhOZU Minnefteproma, 1980. 55 p. (In Russ.)

12. *Yur’eva L.N.* Klinicheskaya suitsidologiya: Monografiya. Dnepropetrovsk: Porogi, 2006. 472 s. (In Russ.)

13. *Kiknadze D.A.* Potrebnosti. Povedenie. Vospitanie. Moscow: Mysl’, 1968. 152 p. (In Russ.)

14. *Guest D.* Perspectives on the study of work-life balance. *Social Science Information*. 2002. No. 41. P. 255–279.

15. *Verbik M.* Modeli, osnovannye na panel’nykh dannykh. *Prikladnaya ekonometrika*. 2006. No.1. P. 94–135. (In Russ.)

16. *Jalles T. and Andresen A.* Suicide and Unemployment: A Panel Analysis of Canadian Provinces. *Archives of Suicide Research*. 2014. No.18 (1). P. 14–27.

17. URL: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.

18. URL: <http://data.euro.who.int/dmdb/>.

19. IHS. EViews 8.1. User’s Guide II. IHS Global Inc. 2014.

20. *Levin A., Lin C. F., and Chu C.* Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*. 2002. No. 108. P. 1–24.

21. *Breitung J.* The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data. *Advances in Econometrics*. 2000. No.15. P. 161–178.

22. *Im K. S., Pesaran M. H. and Shin Y.* Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*. 2003. No.115. P. 53–74.

23. Maddala G.S. and Wu S. (). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 1999. No.61. P. 631–652.
24. Энгл Роберт Ф., Грэнджер К.У.Дж. Коинтеграция и коррекция ошибок: представление, оценивание и тестирование // Прикладная эконометрика. 2015. № 39 (3). С. 107–135.
25. Pedroni P. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 1999. No.61. P. 653–670.
26. Pedroni P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis // Econometric Theory. 2004. No. 20. P. 597–625.
27. Шиманович Г. Внешний долг Беларуси: опыт постсоциалистических стран. Рабочий материал Исследовательского центра ИПМ WP/09/01. 2009.
28. Копнова Е.Д., Розенталь О.М. Эконометрический анализ экологического менеджмента рыбных ресурсов // Прикладная эконометрика. 2010. № 2 (18). С. 90–100.
29. Ларин А.В., Тарунина Е.Н. Предпринимательская активность и уровень экономического развития: форма зависимости // Прикладная эконометрика. 2015. № 37 (1). С. 3–26.
30. Ahmed A.D. Debt Burden, Military Spending And Growth In Sub-Saharan Africa: A Dynamic Panel Data Analysis // Defence and Peace Economics. 2012. No. 23 (5). P. 485–506.
31. Авторы, 2016.
32. Pedroni P. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In B. Baltagi and C.D. Kao (Eds.) // Advances in econometrics, nonstationary panels, panel cointegration and dynamic panels. 2000. P. 93–130.
33. Swamy P.A.V.B. and Arora S.S. The exact finite sample properties of the estimators of coefficients in the error components regression model // Econometrica. 1972. No. 40. P. 261–275.
34. Boniwell I., Osin E. Beyond time management: Time use, performance, and well-being // Organizational Psychology. 2015. No. 5 (3). P. 85–104.
23. Maddala G.S. and Wu S. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 1999. No. 61. P. 631–652.
24. Engl Robert F., Grendzher K.U.Dzh. Kointegratsiya i korrektsiya oshibok: predstavlenie, ot-senivanie i testirovanie. Prikladnaya ekonometrika. 2015. No. 39 (3). P. 107–135. (In Russ.)
25. Pedroni P. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 1999. No. 61. P. 653–670.
26. Pedroni P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Econometric Theory. 2004. No. 20. P. 597–625.
27. Shimanovich G. Vneshniy dolg Belarusi: opyt postsotsialisticheskikh stran. Rabochiy material Issledovatel'skogo tsentra IPM WP/09/01. 2009. (In Russ.)
28. Kopnova E.D., Rozental' O.M. Ekonometricheskiy analiz ekologicheskogo menedzhmenta rybnykh resursov. Prikladnaya ekonometrika. 2010. No. 2 (18). P. 90–100. (In Russ.)
29. Larin A.V., Tarunina E.N. Predprinimatel'skaya aktivnost' i uroven' ekonomicheskogo razvitiya: forma zavisimosti. Prikladnaya ekonometrika. 2015. No. 37 (1). P. 3–26. (In Russ.)
30. Ahmed A.D. Debt Burden, Military Spending And Growth In Sub-Saharan Africa: A Dynamic Panel Data Analysis. Defence and Peace Economics. 2012. No. 23 (5). P. 485–506.
31. Авторы, 2016.
32. Pedroni P. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In B. Baltagi and C.D. Kao (Eds.) Advances in econometrics, nonstationary panels, panel cointegration and dynamic panels. 2000. P. 93–130.
33. Swamy P.A.V.B. and Arora S.S. The exact finite sample properties of the estimators of coefficients in the error components regression model. Econometrica. 1972. No. 40. P. 261–275.
34. Boniwell I., Osin E. Beyond time management: Time use, performance, and well-being. Organizational Psychology. 2015. No. 5 (3). P. 85–104.

Сведения об авторах

Петр Анатольевич Коротков

Поволжский государственный технологический университет, Йошкар-Ола, Россия
Эл. почта: korotkovpa@volgatech.net; korotp@bk.ru

Екатерина Андреевна Загайнова

Казанский (Приволжский) федеральный университет, Казань, Россия
Эл. почта: katenazag@yandex.ru

Information about the authors

Petr A. Korotkov

Volga State University of Technology, Yoshkar-Ola, Russia
E-mail: korotkovpa@volgatech.net; korotp@bk.ru

Ekaterina A. Zagaynova

Kazan Federal University, Kazan, Russia
E-mail: katenazag@yandex.ru