

Прикладная эконометрика, 2023, т. 72, с. 100–120.

Applied Econometrics, 2023, v. 72, pp. 100–120.

DOI: 10.22394/1993-7601-2023-72-100-120

А.А. Майгур¹

Региональный анализ продолжительности регистрируемой безработицы

В работе оцениваются модели пропорциональных рисков для определения детерминант длительности безработицы на основе данных центров занятости России за 2017–2021 гг. Рассмотрены модели с однородными и неоднородными параметрами по регионам. Показано, что вероятность найти работу выше у одиноких родителей и у людей с высоким уровнем образования, а ниже — у людей предпенсионного возраста. Выявлена высокая региональная неоднородность для свободного члена и некоторых коэффициентов регрессии.

Ключевые слова: продолжительность безработицы; анализ выживаемости; модель пропорциональных рисков.

JEL classification: J64; J68.

Введение

Для выработки эффективных мер экономической политики в области поддержки занятости и борьбе с бедностью населения и безработицей необходимо понимание процессов, происходящих при поиске работы индивидами, которые находятся в статусе безработных, а также количественные оценки влияния ключевых факторов на вероятность найти работу.

Согласно многочисленным зарубежным исследованиям, например, (Koogeman, Ridder, 1983; Luboyova, Van Ours, 1997; Grogan, Van Den Berg, 2001), вероятность найти работу и длительность пребывания в состоянии безработицы неоднородна по индивидам. Так, вероятность найти работу для индивидов пожилого возраста ниже, чем для более молодых людей (Koogeman, Ridder, 1983), что может объясняться неактуальностью для рынка труда имеющихся у пожилых людей навыков. Более того, работодателю невыгодно нанимать сотрудника, который в ближайшие годы может выбыть из состава рабочей силы в связи с достижением пенсионного возраста.

Вероятность найти работу для недавнего выпускника вуза также оказывается ниже, чем для соискателей с опытом работы (Bachtiar, Muhaġja, 2020), поскольку уровень его профессиональных навыков не отвечает требованиям рынка труда. В целом же высшее образование оказывает неоднозначное воздействие на скорость поиска работы. Преимущественно исследователи сходятся на том, что наличие высшего образования увеличивает вероятность

¹ Майгур Анна Андреевна — РАНХиГС; Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара, Москва; ann.maigur@mail.ru.

найти работу (Stern, 1989; Luboyova, Van Ours, 1997; Grogan, Van Den Berg, 2001), при условии, что рынок труда не имеет смещения в сторону менее квалифицированных работников. Однако структура вакансий, предлагаемых в рамках работы с центром занятости, больше ориентирована на менее квалифицированную рабочую силу, что усложняет поиск работы более квалифицированными индивидами (Денисова и др., 2002). Также люди с высшим образованием зачастую предъявляют более высокие требования к предлагаемой работе, что может увеличивать время ее поиска (Bratberg, Nilsen, 2000). В некоторых работах не было найдено зависимости между уровнем образования и вероятностью найти работу (Фурманов, 2009), и было также выявлено, что определенные уровни образования увеличивают вероятность покинуть состав рабочей силы (Фурманов, Чернышева, 2012).

Также рынок труда сохраняет признаки гендерного неравенства, и при прочих равных условиях женщины зачастую ищут работу дольше (Денисова и др., 2002). Тем не менее, женщины предъявляют меньше требований относительно условий на новом рабочем месте и заработной платы, что повышает их вероятность найти работу и сокращает время поиска (Bratberg, Nilsen, 2000; Grogan, Van Den Berg, 2001).

Помимо индивидуальных характеристик, значение имеют институциональное устройство рынка труда и макроэкономическая ситуация. Во время рецессии растет не только уровень безработицы, но и ее продолжительность, а во время подъема и то и другое падает (Bover et al., 2002). Но эффект, оказываемый экономической средой, ниже эффекта институциональной среды. Например, наличие пособия по безработице сокращает вероятность найти работу сильнее, чем период экономического подъема в экономике. Более того, значение имеет не столько величина выплачиваемого пособия, сколько длительность выплат (Bover et al., 2002).

Наряду с неоспоримой практической ценностью, задача моделирования длительности безработицы и вероятности найти работу вызывает большой интерес у эконометристов, поскольку ее решение требует применения нетривиальных эконометрических методов. Данные, используемые для оценки влияния различных факторов на длительность пребывания безработным, часто цензурированы справа. Применение стандартных моделей приводит к смещенным оценкам, поскольку длительность безработицы не известна достоверно для цензурированных наблюдений. Современные исследования в данной области преимущественно опираются на использование оценки Каплана–Майера, которая является непараметрической оценкой распределения длительности поиска работы. Для количественной оценки воздействия различных факторов на риск наступления события (трудоустройства) строится полупараметрическая модель пропорциональных рисков, см., например, (Kooreman, Ridder, 1983; Shumway, 1993).

Целью настоящей работы является эконометрическая оценка воздействия различных факторов на риск трудоустройства для российского рынка труда с учетом региональной неоднородности на основе данных центров занятости. Работа наиболее близка к исследованиям (Гильтман и др., 2022; Nivorozhkin, 2006; Денисова и др., 2002), в которых также проводился эконометрический анализ на основе данных по центрам занятости. Однако в упомянутых исследованиях анализ проводился только для отдельных регионов, а в настоящей работе оценка проводится по данным почти всех регионов России (в совокупности 5608611 наблюдений), что позволяет проанализировать региональную неоднородность. Также в настоящей работе рассмотрен более широкий набор детерминантов.

В других исследованиях по российской экономике (Foley, 1997; Grogan, Van Den Berg, 2001; Карцева, 2002; Фурманов, 2009; Фурманов, Чернышева, 2012) использовались данные

Российского мониторинга экономики и здоровья². Поскольку эти данные обновляются один раз в год, тяжело отследить точную длительность безработицы того или иного индивида. Более того, при этом не отражается информация о краткосрочной безработице. Также стоит учитывать, что данные могут иметь некоторое смещение и включать ошибки, т.к. домохозяйства дают субъективную оценку тем или иным явлениям.

Данные государственных служб занятости, использовавшиеся в настоящем исследовании, представляют собой агрегацию личных дел безработных, зарегистрированных в центрах занятости. Они включают в себя описание личных и профессиональных качеств безработного, данные о дате регистрации и дате deregистрации. Таким образом, данные структурированы и представляют широкий перечень характеристик безработного. Основным их недостатком является то, что они учитывают исключительно зарегистрированную безработицу, что может вызывать смещение в коэффициентах модели, если пытаться обобщить ее на всю генеральную совокупность безработных.

Настоящая работа построена следующим образом. В первом разделе приводится обзор литературы, во втором разделе описывается методология, в третьем разделе описываются используемые данные, в четвертом и пятом разделах приводятся результаты эмпирического анализа.

1. Обзор литературы

Длительная безработица нежелательна для экономики, т.к. безработному со временем все сложнее поддерживать свои профессиональные навыки на востребованном уровне и поэтому сложнее найти работу. В исследовании (Feldstein, 1978) отмечено, что безработица в основном непродолжительна, т.е. группа безработных — это не статичная, а, скорее, динамичная группа людей, которая достаточно часто меняет свой состав. Для ситуации непродолжительной безработицы значение имеют факторы не столько длительности безработицы, сколько ее уровня.

В последующих исследованиях отмечалось, что все большая доля людей вынуждена продолжительное время искать новую работу. Например, Clark и Summers (1979) признают, что хотя преимущественно безработица является непродолжительной, но с 1969 по 1975 г. существенно выросла доля людей, чья безработица длилась больше 6 месяцев. Такие структурные изменения сформировали спрос на исследования, целью которых было изучение причин роста длительности безработицы как на агрегированном уровне, так и для отдельных индивидов.

Самой распространенной теоретической моделью для обоснования той или иной длительности безработицы является модель поиска работы (Foley, 1997). Предполагается, что вероятность трудоустройства в каждый момент времени поиска работы зависит от двух факторов: вероятности получить предложение о работе и вероятности его принять. Первая зависит от индивидуальных характеристик индивида, таких как возраст, уровень образования, пол и так далее. Вторая определяется преимущественно ожидаемой заработной платой индивида (чем она ниже, тем выше вероятность). Ожидаемая заработная плата сама зависит

² Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ. <https://www.hse.ru/rflms/>.

от затрат на поиски новой работы, величины выплат по безработице, ранее получаемой заработной платы и т.д. Согласно сокращенной форме модели, оценивается валовый эффект различных факторов на вероятность трудоустроиться, а не их влияние на отдельные составляющие вероятности.

В качестве эмпирической модели для исследования длительности каких-либо состояний используют модели выживаемости (Сох, 1972), которые позволяют определить степень влияния тех или иных факторов как на длительность безработицы, так и на вероятность остаться безработным. С помощью моделей выживаемости определяют вероятность наступления терминального состояния (вероятности найти работу). Традиционно вычисляемыми параметрами в этих моделях являются функция выживаемости, функция риска и медиана ожидаемого времени жизни. Первая демонстрирует вероятность того, что индивид не нашел работу до рассматриваемого периода. Функция риска определяет вероятность того, что индивид найдет работу в рассматриваемый период, учитывая, что он не нашел ее до этого. Медиана ожидаемого времени жизни определяет период, когда функция выживаемости равна 0.5. Класс моделей позволяет справиться с цензурированностью данных, характерной для этого типа исследований. Цензурированность заключается в том, что по части наблюдений из выборки неизвестно, нашел ли индивид работу или нет. Это связано со многими факторами, в том числе с потерей связи с некоторыми людьми из выборки, поэтому неизвестно, в какой момент они нашли работу и нашли ли ее вообще.

Одной из первых работ, в которой использовались модели длительности состояния для определения детерминант длительности безработицы, была статья (Lancaster, 1979). В ней использовалась выборка по 479 неквалифицированным работникам в Великобритании. Вначале исследовалась модель с постоянной во времени функцией риска, затем вводилось предположение, что риск может снижаться или повышаться во времени. Основные выводы работы заключались в том, что возраст, агрегированный уровень безработицы и отношение выплат по безработице к заработной плате (коэффициент замещения) существенно увеличивают длительность безработицы.

В дальнейшем исследователи сконцентрировались на развитии модификаций данного класса моделей и построении моделей для различных стран и временных отрезков. В (Foley, 1997) на данных России было выявлено, что женщины в браке дольше остаются безработными, чем мужчины в браке. Для российского рынка труда схожие результаты были получены в работе (Grogan, Van Den Berg, 2001), авторы которой объясняли это тем, что женщины в браке менее привлекательны в глазах работодателя в качестве сотрудников. В работах (Фурманов, 2009; Фурманов, Чернышева, 2012) было показано, что замужние женщины с большей вероятностью покинут состав рабочей силы, чем незамужние женщины. Также быстрее ищут работу высококвалифицированные и образованные индивиды.

В последующих исследованиях было показано, что вероятность трудоустроиться выше у людей с высшим образованием (Stern, 1989; Luboyova, Van Ours, 1997; Grogan, Van Den Berg, 2001), у мужчин (Денисова и др., 2002; Nivorozhkin, 2006), а также у более молодых людей (Денисова и др., 2002; Kooreman, Ridder, 1983; Nivorozhkin, 2006; Карцева, 2002; Фурманов, 2009; Фурманов, Чернышева, 2012). Более того, отмечается, что вероятность трудоустроиться у женщин сильнее реагирует на изменение возраста, чем у мужчин (Kooreman, Ridder, 1983). Но результаты различных работ противоречат друг другу, и, например, в (Luboyova, Van Ours, 1997) или в (Grogan, Van Den Berg, 2001) было показано, что вероятность трудоустроиться выше для женщин, а не для мужчин, т.к. женщины претендуют на меньший

уровень заработной платы. В работе (Фурманов, Чернышева, 2012) внимание уделялось влиянию показателей здоровья на длительность поиска работы, и авторы пришли к выводу, что эти переменные не являются значимыми, что может быть связано с проблемой самоотбора. Помимо индивидуальных характеристик, интерес у исследователей вызывают и экономические характеристики рассматриваемой страны (региона). В (Foley, 1997) было выяснено, что уровень безработицы в регионе не оказывает существенного влияния на длительность безработицы, а в (Caliendo et al., 2013) было показано, что длительность безработицы растет вместе с увеличением выплат по безработице.

Таким образом, на основе проведенного обзора литературы можно сделать следующие выводы. Наиболее распространенными для анализа длительности безработицы по индивидам являются модели длительности состояний. Они позволяют получить достоверные результаты, т. к. учитывают особенности используемых данных. В исследованиях, связанных с построением регрессий длительности безработицы, было выявлено, что среди индивидуальных характеристик наиболее значимыми являются уровень образования, возраст и пол. Также отмечается важность исторического и экономического контекста, а именно: фаза экономического цикла, величина и длительность выплат по безработице, уровень безработицы в стране.

2. Методология

Особенностью данных, описывающих длительность каких-либо состояний, является цензурированность некоторых наблюдений справа. Это означает, что время окончания некоторых событий неизвестно, а известно только время прекращения наблюдения за объектом. Это накладывает некоторые ограничения на применение стандартных методов анализа табличных данных, поэтому для анализа длительности состояний целесообразно использовать инструментарий, учитывающий специфику данных.

Вводится функция выживаемости, которая является функцией от случайной величины:

$$S(t) = \Pr(T > t) = 1 - F(t), \quad (1)$$

где T — длительность посещения центра занятости безработным с целью поиска работы, $\Pr(T > t)$ — вероятность того, что исход события не наступил до периода t , $F(t)$ — функция распределения наблюдаемой случайной величины (длительности посещения центра). Таким образом, функция выживаемости в точке t показывает вероятность того, что индивид будет искать работу дольше t периодов от начала поиска.

Важную роль для анализа играет функция риска $h(t) = f(t)/S(t)$, где $f(t)$ — функция плотности наблюдаемой случайной величины (длительность поиска работы). Чем больше значение функции риска в точке t , тем больше вероятность того, что безработный, ищущий работу уже t дней, выйдет из безработицы в ближайшее время.

Для оценки введенных функций используют как параметрические, так и непараметрические методы. Самым распространенным методом для оценки функции выживаемости является оценка Каплана–Майера, которая позволяет учесть цензурированность некоторых наблюдений справа. Оценка функции выживаемости $\hat{S}(t)$ вычисляется следующим образом:

$$\hat{S}(t) = \prod_{i: t_i \leq t} (R_i - d_i) / R_i, \quad (2)$$

где R_i — количество людей, которые не нашли работу до периода t_i , d_i — количество наблюдений, которые завершились в период t_i . Оценка представляет собой невозрастающую функцию.

Одним из самых популярных методов оценки влияния различных параметров на функцию риска является модель пропорционального риска. Одна из спецификаций модели выглядит следующим образом:

$$h(t | X_i) = h_0(t) \exp(X_i \beta), \quad (3)$$

где $h(t | X_i)$ — риск трудоустройства индивида i в момент времени t , $h_0(t)$ — базовая функция риска, X_i — вектор независимых переменных индивида i , β — коэффициенты регрессии. Коэффициенты регрессии показывают, во сколько раз меняется функция риска по сравнению с базовой функцией риска, т. е. при изменении ковариаты на δ единиц функция риска меняется в $\exp(\beta\delta)$ раз.

В настоящей работе используется полупараметрическая модель Кокса, которая не требует введения предположений о виде функции базового риска.

3. Данные

В работе использовались данные с платформы ИНИД (инфраструктура научно-исследовательских данных)³.

Данные представляют собой объединение информации о безработных (тех, кто обратился в центр занятости с целью поиска работы) со всех центров занятости населения (ЦЗН) России и охватывают период с начала 2017 г. по первую половину 2021 г. включительно. Эта информация включает в себя различные характеристики безработных, такие как возраст, пол, уровень образования.

Данные цензурированы справа, т. к. по некоторым наблюдениям неясно, почему индивид прекратил посещать центр занятости — в связи с трудоустройством или по иным причинам. Используемые данные включают в себя причину прекращения посещения индивидом центра занятости. Причина «Трудоустройство» рассматривается как прекращение наблюдаемого состояния (безработица), а все остальные причины, среди которых «Длительная неявка в ЦЗН», «Назначение пенсии» и др., говорят о цензурированности конкретных наблюдений.

Наблюдения, по которым неизвестна дата завершения наблюдения, были исключены из исследования, поскольку по ним невозможно рассчитать длительность состояния.

В работе рассматривается выборка совершеннолетних граждан. При этом в имеющемся наборе данных возраст старше 62 лет указан как 62 года, что осложняет интерпретацию результатов по индивидам этой возрастной группы. Поэтому в работу включены только безработные до 61 года включительно.

³ Источником данных является подсистема «Регистр получателей услуг» ИАС ОБВ «Работа в России». Сайт ИНИД: <https://www.data-in.ru>.

Финальная выборка содержит 5608611 наблюдений, из которых 3312188 цензурированы. Данные предварительно были очищены от пропущенных и ошибочных значений. В связи с некоторыми особенностями, в конечный набор данных не была включена информация по некоторым регионам. Например, был исключен Красноярский край, поскольку для безработных в этом регионе не было информации об их уровне образования.

В качестве объясняющих переменных были взяты индивидуальные характеристики, описывающие пол, возраст, уровень образования, семейный статус, опыт работы в последний год и некоторые другие. Значения всех переменных брались на момент заведения личного дела безработного. Их использование согласуется, в частности, с работами (Bachtiar, Muharja, 2020; Bratberg, Nilsen, 2000; Денисова и др., 2002; Grogan, Van Den Berg, 2001; Kooreman, Ridder, 1983; Luboyova, Van Ours, 1997; Stern, 1989). Описание переменных, а также их разбивка на четыре группы, которая соответствует статье (Lancaster, Nickell, 1980), представлены в Приложении в табл. П1. Для того чтобы учесть дифференциацию спроса на локальных рынках труда, для некоторых моделей были использованы региональные фиктивные переменные. Используемые данные не содержат информацию о получаемых пособиях по безработице, из-за чего невозможно рассчитать коэффициент замещения. Чтобы частично рассмотреть влияние фактора дохода на длительность поиска работы, в модель были включены переменные, которые отражают соотношение желаемой заработной платы на новом месте работы и заработной платы на последнем месте работы. В работе (Foley, 1997) упоминается, что на длительность поиска работы существенное влияние оказывает причина увольнения с предыдущего места работы, а именно, по собственному желанию или нет уволился индивид. Чтобы учесть это обстоятельство, в набор была добавлена фиктивная переменная, которая принимает значение 1, если индивид уволился по собственному желанию, и 0 в противном случае.

Использованные данные охватывают период пандемии коронавируса, которая оказала прямое влияние на рынок труда в России. Хотя целью работы не является изучение последствий распространения коронавируса для рынка труда, в модель включена переменная, показывающая, выпал ли период поиска работы на кризисные месяцы или нет. Это было сделано, чтобы избежать явного смещения оценок, но сама эта переменная в таблицах оценок не отражена.

Категориальные переменные были предварительно обработаны и преобразованы в набор фиктивных переменных. Для переменной «Образование» в качестве базовой категории была использована категория «Среднее общее образование», а для переменной «Регион» — Нижний Новгород.

Интерес представляет переменная «Длительность безработицы». В среднем, по причине трудоустройства дела закрываются через 139 дней после регистрации в ЦЗН, а по другим причинам — через 178 дней (прочие описательные статистики представлены в таблицах П2 и П3 в Приложении). В наборе данных примерно одинаковое число мужчин и женщин, а средний возраст безработного составляет 40 лет.

4. Оценка Каплана–Майера

Для оценки функции выживаемости была использована кривая Каплана–Майера. Результаты для всей выборки представлены на рис. 1, где по оси X — число дней, прошедшее после создания личного дела в центре занятости, а по оси Y — вероятность остаться безработным

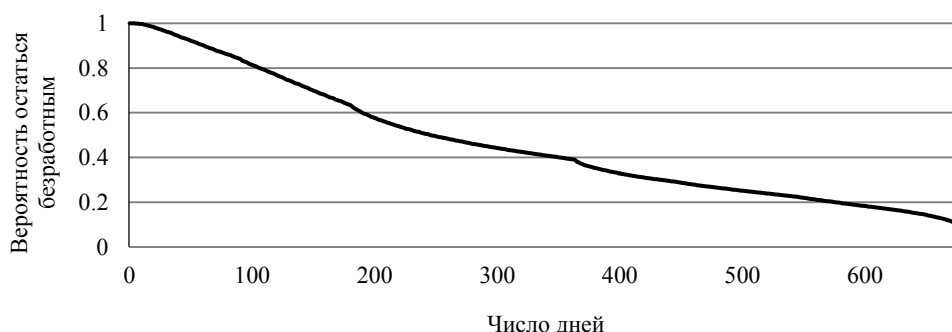


Рис. 1. Кривая Каплана–Майера

(вероятность того, что безработный будет искать работу дольше X дней). Кривая на графике представлена не полностью, т.к. совсем небольшая доля людей оставалась безработной больше 680 дней, и кривая после этой отметки остается практически постоянной.

В целом, кривая достаточно равномерно убывает с небольшими скачками в районе полугодия и года. Это может быть связано с механизмом выплат пособий по безработице. Пособия выплачиваются в течение трех, шести или 12 месяцев в зависимости от условий наступления безработицы. Вероятно, по окончании этого периода часть индивидов перестает посещать центр занятости, и их личные дела закрываются⁴.

Функция выживаемости оценивалась также для различных групп индивидов. Сначала были построены кривые для групп безработных, сформированных по уровню образования (рис. 2). В целом, нельзя сказать, что прослеживаются какие-то одинаковые паттерны в скорости поиска работы людьми с различным уровнем образования. На общем фоне существенно выделяется группа людей с начальным образованием — для них вероятность найти работу ниже на всем диапазоне. Кривые для людей с дипломом магистра, бакалавра и специалиста близки друг другу, при этом вероятность найти работу у магистров немного выше, а у специалистов — ниже.

Аналогичные кривые были построены в зависимости от возраста и пола (рис. 3 и 4 соответственно). Для людей старше 50 лет вероятность трудоустроиться сокращается, что особенно заметно через 200 дней после обращения в ЦЗН, при этом для всех остальных возрастных групп кривые почти не отличаются друг от друга. Для женщин вероятность найти работу ниже, чем для мужчин на отрезке от полугодия до года после обращения в ЦЗН. На остальном диапазоне функции выживаемости для мужчин и женщин практически не отличаются.

Кривые, построенные для каждого федерального округа (рис. П1 в Приложении), показывают, что для людей из Сибирского федерального округа выживаемость имеет более низкие значения, а для людей из Северо-Кавказского федерального округа — более высокие.

Были также оценены кривые для групп безработных, сформированных на основе года обращения в ЦЗН (рис. П2 в Приложении). В целом, кривые достаточно близки для разных групп, но вероятность найти работу ниже для людей, обратившихся в ЦЗН в 2020 году.

⁴ Закон РФ от 19.04.1991 № 1032-1 «О занятости населения в Российской Федерации». https://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_60/9c4a1bccf20efb7bf09fab1d03518acc70ab30c/.

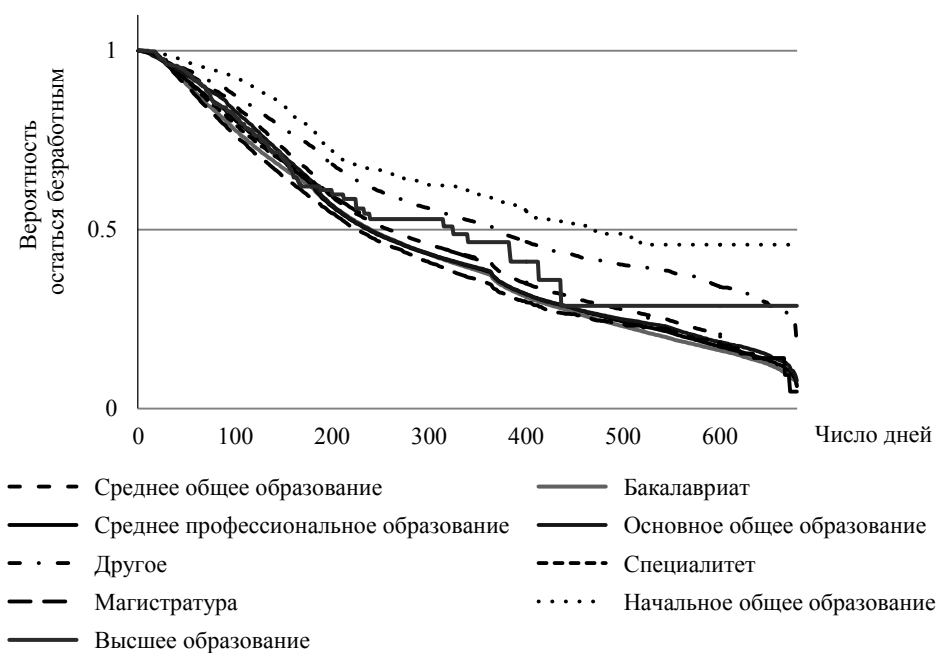


Рис. 2. Кривая Каплана–Майера для людей с разным уровнем образования

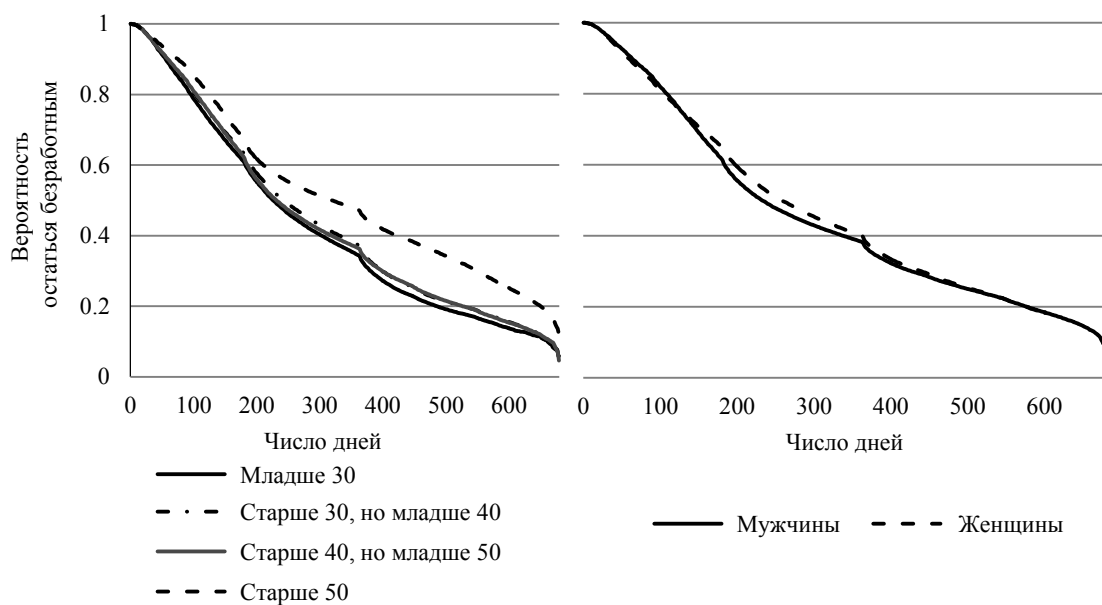


Рис. 3. Кривая Каплана–Майера для разных возрастных групп

Рис. 4. Кривая Каплана–Майера для мужчин и женщин

5. Модели пропорциональных рисков

В ходе эконометрического анализа были оценены три варианта модели Кокса, отличающиеся способом учета региональных различий в длительности безработицы. Первая модель была оценена без использования региональной гетерогенности коэффициентов. Во второй модели введены региональные фиктивные переменные, т.е. предполагается, что воздействие различных факторов по регионам однородно, а базовый риск трудоустройства сдвигается вверх или вниз в зависимости от региона поиска работы. Для третьего варианта модели пропорциональных рисков были оценены отдельно для каждого региона, что позволило учесть неоднородность базового риска, а также коэффициентов регрессии.

Результаты оценивания моделей 1 и 2 представлены в таблице П4 в Приложении. Коэффициенты в таблице отражены в экспоненциальной форме, и они показывают, во сколько раз меняется базовый риск при изменении переменной. Коэффициенты в таблице разбиты на 4 группы: индивидуальные характеристики, семейное положение, факторы дохода и спрос на локальном рынке труда.

Категориальные переменные (уровень образования и регион поиска работы) были представлены как набор фиктивных переменных. В качестве базовой категории для уровня образования был использован средний общий уровень образования, а для региона — Нижний Новгород. Последующая интерпретация коэффициентов приводится относительно этих категорий.

В целом, добавление фиктивных региональных переменных несущественно изменяет коэффициенты регрессии: коэффициенты в двух регрессиях очень схожи, и лишь в трех случаях наблюдается значимость переменной в одной модели и ее незначимость в другой. Значимыми в первой модели, но незначимыми во второй оказались переменные «Основное общее образование» (вероятность трудоустройства увеличивается на 1.5%) и «Многодетная семья» (уменьшается на 2.4%). Переменная «Высшее образование — специалитет», наоборот, значима только во второй модели (наличие диплома специалиста увеличивает вероятность трудоустройства на 4%).

Большинство региональных признаков оказались значимыми, только четыре региона статистически неотличимы от Нижегородской области (Крым, Ямало-Ненецкий автономный округ, Рязанская область и Хабаровский край). Стоит отметить, что хотя добавление региональных признаков несущественно меняет коэффициенты модели, но их учет приводит к росту C-index⁵. Более того, это обосновано теорией — использование региональных фиктивных переменных позволяет учесть неоднородность спроса на локальных рынках труда. Поэтому интерпретация коэффициентов основана на результатах оценивания второй модели.

Самое сильное воздействие оказывают переменные, описывающие спрос на локальных рынках труда (региональные фиктивные переменные). Вероятность трудоустроиться выше для людей, ищущих работу в Новосибирской области, в Еврейской автономной области и в Тюменской области (на 51, 47 и 39% соответственно). Напротив, поиск работы больше всего затруднен для людей в Кабардино-Балкарской Республике, Республике Северная Осетия — Алания и Республике Ингушетия (вероятность сокращается на 62, 65 и 73% соответственно).

Переменные, описывающие различные индивидуальные характеристики безработных, также значимо и существенно влияют на зависимую переменную. Во-первых, вероятность

⁵ Подробнее о C-index (коэффициенте согласованности Харрелла) см. (Harrell et al., 1982).

трудоустройства зависит от уровня образования безработного. Сильнее всего вероятность трудоустройства повышается для людей с диплом магистра (на 13%). Положительное влияние оказывают также диплом бакалавра, диплом специалиста и наличие среднего профессионального образования. Для людей, которые получили только начальный уровень образования, вероятность трудоустройства снижается на 15%. При этом вероятность значительно не отличается для тех, кто окончил 11 классов, и тех, кто окончил только 9.

Вместе с уровнем образования значимое влияние оказывает пол безработного (для мужчин вероятность выше на 6%) и его возраст (1 год возраста снижает вероятность на 0.6%). Для категории граждан предпенсионного возраста вероятность трудоустройства снижена на 32% по сравнению с более молодыми соискателями. При этом люди без опыта работы, к которым обычно относят молодое поколение, также испытывают трудности при поиске работы (вероятность снижается на 10% по сравнению с людьми, имеющими опыт работы).

Значение имеют и причины увольнения с последнего места работы. Так, если индивид уволился по собственному желанию, он может предъявлять более высокие требования к потенциальной работе, что замедляет поиск работы. Это подтверждается результатами оценивания моделей.

Было установлено, что каждая дополнительная неделя рабочего опыта в течение 12 месяцев до приобретения статуса безработного сокращает вероятность найти работу на 1%. Вероятно, люди с большим опытом, с одной стороны, предъявляют больше требований к новому месту работы, а с другой стороны, могут иметь больше сбережений, что дает им дополнительные возможности для выбора. Более того, работа на протяжении больше полугода за последний год является одним из критериев более продолжительных выплат пособий по безработице, что также снижает мотивацию индивида для быстрого поиска работы.

Следующая группа переменных описывает семейное положение и состав семьи безработного. Вероятность найти работу выше (на 9%) у одиноких родителей, что может быть связано с тем, что у этой категории выше мотивация быстро найти работу из-за ответственности перед своей семьей. А для разведенных вероятность на 2% ниже, что, возможно, отражает наличие у них большей свободы при поиске работы и более высокие требования. Как уже было отмечено ранее, наличие многодетной семьи не оказывает влияние на вероятность трудоустройства.

Существенная региональная вариация говорит о региональных различиях коэффициентов регрессии. Для измерения того, как эти коэффициенты варьируются между регионами, были построены модели пропорциональных рисков Кокса для каждого региона в отдельности. При этом некоторые регионы были исключены из анализа из-за недостаточного числа наблюдений.

Отметим, что для многих региональных моделей часть коэффициентов оказалась незначимой. Последующий анализ построен только на значимых (с 5%-ным уровнем) коэффициентах региональных моделей.

В каждой модели было проанализировано влияние различных коэффициентов на вероятность найти работу. При этом наибольшая вариация наблюдается среди коэффициентов для переменных «Отсутствие опыта работы», «Многодетная семья», «Высшее образование — специалист», «Высшее образование — магистратура», а наименьшая — для коэффициентов при переменных, описывающих зарплатные ожидания безработных, возраст и опыт работы за последний год.

К переменным, которые не меняют направления своего воздействия практически во всех регионах, относятся «Возраст», «Предпенсионный возраст» и «Высшее образование — магистратура». Если первые две переменные оказались значимы практически во всех регионах, то последняя оказывает значимое воздействие только в 21 регионе (при этом величина воздействия сильно варьируется по регионам).

Неоднозначное влияние на целевую переменную оказывают переменные «Среднее профессиональное образование», «Высшее образование — специалитет», «Многодетная семья», «Основное общее образование», «Пол». Первые три переменные оказались незначимыми в первом или во втором варианте модели, а в третьем варианте их значимое воздействие проявляется менее чем в половине исследуемых регионов. Таким образом, величина воздействия этих признаков сильно зависит от региона поиска работы.

Более подробно были рассмотрены группы переменных, сила воздействия которых имеет существенную региональную вариацию. В первую очередь, было изучено влияние уровня образования. Диплом бакалавра значимо влияет на вероятность трудоустройства в 64 регионах, в 52 регионах это влияние положительно (рис. 5: черным контуром отмечены регионы, для которых переменная не оказывает значимого влияния; регионы, которые были исключены из анализа, остались не закрашенными). Наличие диплома бакалавра в среднем увеличивает вероятность трудоустройства на 10%, однако для людей в Чукотском крае такая вероятность повышается на 73%. При этом бакалавры испытывают больше трудностей по сравнению с окончившими 11 классов в Республике Дагестан (вероятность ниже на 13%), в Тюменской области (ниже на 10%), в Астраханской области (на 9%) и в других регионах.

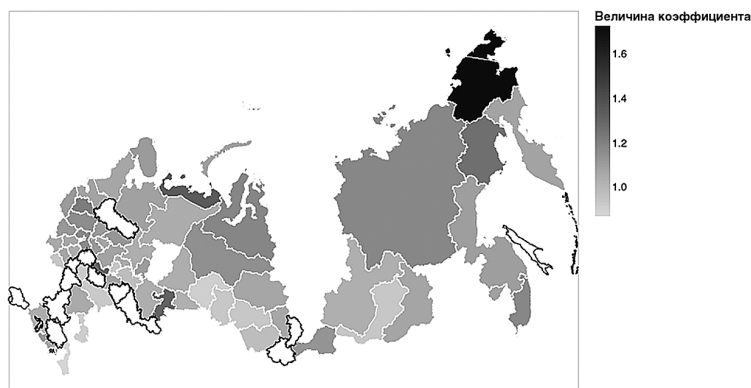


Рис. 5. Карта распределения коэффициента при переменной «Высшее образование — бакалавриат»

Наличие диплома магистра выступает бонусом во время поиска работы только в 21 регионе (в остальных регионах эффект незначим), что может подтверждать тот факт, что структура вакансий в центрах занятости не ориентирована на высококвалифицированную рабочую силу (рис. 6). Наиболее значимое влияние диплом магистра оказывает в Северной Осетии: вероятность возрастает на 75% (здесь и далее в качестве базового региона рассматривается Нижний Новгород), Ямало-Ненецком автономном округе (61%) и Кировской области (на 47%). Положительное влияние на целевую переменную прослеживается и в некоторых центральных регионах России (например, в Москве и Московской области).

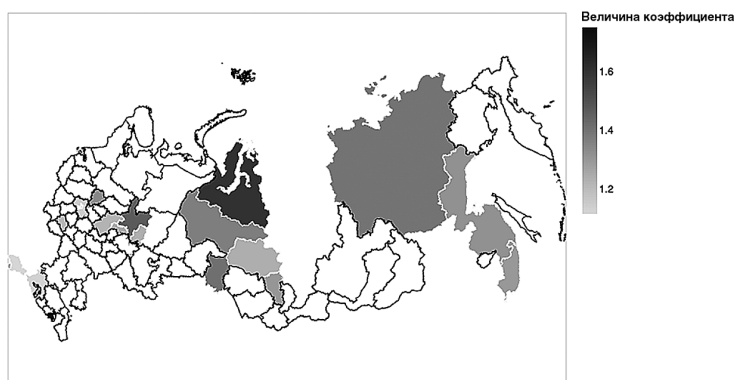


Рис. 6. Карта распределения коэффициента при переменной «Высшее образование — магистратура»

К индивидуальным характеристикам, оказывающим неоднозначное влияние на целевую переменную, относится также переменная «Отсутствие опыта работы». Переменная значима в 24 регионах, при этом в 12 регионах отсутствие опыта работы увеличивает вероятность трудоустройства. С одной стороны, работодателю невыгодно нанимать неопытного сотрудника, но, с другой стороны, люди без опыта предъявляют меньше требований при поиске работы, что позволяет им тратить на это меньше времени. На рисунке 7 представлены значения коэффициентов для переменной «Отсутствие опыта работы». Максимальное положительное влияние достигается в Карелии, а отрицательное — в Еврейской автономной области.



Рис. 7. Карта распределения коэффициента при переменной «Нет опыта работы»

Среди переменных, описывающих семейное положение безработного, наиболее устойчивое влияние по регионам оказывает переменная «Одиноким родителям», которая значима в 39 регионах, и в 37 оказывает положительное влияние на целевую переменную (в среднем для одиноким родителей вероятность трудоустроиться выше на 20%, чем для остальных категорий граждан). Факты развода и наличие многодетной семьи каким-либо образом влияют на вероятность трудоустройства только в 24 и 30 регионах соответственно.

Последняя группа переменных описывает зарплатные ожидания: завышенные зарплатные ожидания увеличивают вероятность трудоустройства (в среднем на 8%), а заниженные — уменьшают (в среднем на 8%). При этом эффект стабилен и проявляется почти во всех регионах.

6. Заключение

В настоящей статье исследовано, какое влияние различные факторы оказывают на вероятность найти работу. Были использованы данные, содержащие информацию о зарегистрированных безработных в Российской Федерации с 2017 по первую половину 2021 г.

В качестве методологической основы была взята модель пропорциональных рисков Кокса. Эта модель позволяет учесть цензурированность используемых данных, а также оценить воздействие отдельных характеристик безработных на вероятность выхода на рынок труда. Важной составляющей работы является рассмотрение региональной неоднородности, которая вносит свой вклад в формирование коэффициентов модели.

Основные результаты работы можно разбить в соответствии с группами рассматриваемых переменных: индивидуальные характеристики, семейное положение и зарплатные ожидания.

Среди индивидуальных характеристик наиболее существенное влияние оказывает возраст безработного, более того, эффект усиливается при достижении предпенсионного возраста. Каждый год возраста снижает вероятность трудоустройства на 1%, а для людей предпенсионного возраста вероятность ниже на 32%. При этом в моделях для отдельных регионов переменная оказалась значимой в 75 регионах (из 78).

Показано, что индивиды с дипломом бакалавра имеют меньшую вероятность трудоустройства, чем люди, окончившие 11 классов. Такой эффект значим и проявляется в 64 регионах. Диплом магистра является значимым в меньшем числе регионов, однако его воздействие на целевую переменную в среднем сильнее.

Семейный статус безработного также оказывает влияние на вероятность трудоустройства. Одиноким родителям более вероятно выходить на рынок труда, чем все остальные. Согласно модели с фиксированными региональными эффектами, вероятность найти работу для одиноким родителей увеличивается на 10%, и переменная оказалась значима в 39 регионах. Факт принадлежности к многодетной семье оказывает неоднозначное воздействие на вероятность трудоустройства, и величина воздействия сильно варьируется по регионам.

Зарплатные ожидания оказывают логичное и стабильное влияние на вероятность найти работу. Для людей с заниженными зарплатными ожиданиями вероятность выше на 7%, а для людей с завышенными — ниже на 8%. Эффект прослеживается больше чем в 70% регионов.

Таким образом, несмотря на выявление переменных, воздействие которых на вероятность трудоустроиться постоянно и не меняется от региона к региону, было также найдено большое число переменных, чье влияние отличается высокой региональной неоднородностью.

Список литературы

- Гильтман М. А., Мерзлякова А. Ю., Антосик Л. В. (2022). Анализ выхода из зарегистрированной безработицы: оценка влияния индивидуальных характеристик. *Вопросы государственного и муниципального управления*, 1, 193–219. DOI: 10.17323/1999-5431-2022-0-1-193-219.
- Денисова И. А., Донецкий А. М., Колесникова О. А., Федченко А. А., Лядова Н. И. (2002). Длительное пребывание в регистре безработных: уровень образования неудачное стечение обстоятельств или что-то еще? *Социальная политика: реалии XXI века*, 1, 73–102.
- Карцева М. А. (2002). Влияние образования на вероятность нахождения работы в России. *Препринт # BSP/2002/058R*. М.: РЭШ.

- Фурманов К. К. (2009). Моделирование длительности безработицы по данным Российского мониторинга экономики и здоровья. *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 13 (3), 403–427.
- Фурманов К. К., Чернышева И. К. (2012). Здоровье и поиск работы в России. *Прикладная эконометрика*, 2 (26), 62–91.
- Bachtiar N., Muharja F. (2020). Unemployment duration of educated workers in the provinces of Indonesia: A cross sectional analysis from labor supply perspectives. *Journal of Applied Economic Sciences*, 15 (1), 97–105. DOI: 10.14505/jaes.v15.1(67).09.
- Bover O., Arellano M., Bentolila S. (2002). Unemployment duration, benefit duration and the business cycle. *The Economic Journal*, 112 (479), 223–265. DOI:10.1111/1468-0297.00034.
- Bratberg E., Nilsen O.A. (2000). Transitions from school to work and the early labour market experience. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62, 909–929. DOI:10.1111/1468-0084.0620s1909.
- Caliendo M., Tatsiramos K., Uhlenborff A. (2013). Benefit duration, unemployment duration and job match quality: A regression-discontinuity approach. *Journal of Applied Econometrics*, 28 (4), 604–627. DOI: 10.1002/jae.2293.
- Clark K. B., Summers L. H., Holt C. C., Hall R. E., Baily M. N. (1979). Labor market dynamics and unemployment: A reconsideration. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1979 (1), 13–72. DOI: 0.2307/2534304.
- Cox D. R. (1972). Regression models and life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 34 (2), 187–202. DOI: 10.1111/j.2517-6161.1972.tb00899.x.
- Feldstein M. (1978). The effect of unemployment insurance on temporary layoff unemployment. *The American Economic Review*, 68 (5), 834–846.
- Foley M. C. (1997). Determinants of unemployment duration in Russia. *Center Discussion Paper*, No. 779. Yale University, Economic Growth Center.
- Grogan L., Van Den Berg G. J. (2001). The duration of unemployment in Russia. *Journal of Population Economics*, 14 (3), 549–568. DOI: 10.1007/s001480000029.
- Harrell F. E., Califf R. M., Pryor D. B., Lee K. L., Rosati R. A. (1982). Evaluating the yield of medical tests. *JAMA*, 247 (18), 2543–2546. DOI: 10.1001/jama.1982.03320430047030.
- Kooreman P., Ridder G. (1983). The effects of age and unemployment percentage on the duration of unemployment: Evidence from aggregate data. *European Economic Review*, 20 (1–3), 41–57. DOI: 10.1016/0014-2921(83)90056-9.
- Lancaster T. (1979). Econometric methods for the duration of unemployment. *Econometrica*, 47 (4), 939–956. DOI: 10.2307/1914140.
- Lancaster T., Nickell S. (1980). The analysis of re-employment probabilities for the unemployed. *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, 143 (2), 141–152. DOI: 10.2307/2981986.
- Luboyova M., Van Ours J. C. (1997). Unemployment dynamics and the restructuring of the Slovak unemployment benefits system. *European Economic Review*, 41 (3–5), 925–934. DOI: 10.1016/S0014-2921(97)00050-0.
- Nivorozhkin A. (2006). New estimates of the risk and duration of registered unemployment in urban Russia. *International Journal of Manpower*, 27 (3), 274–289. DOI: 10.1108/01437720610672176.

- Shumway J. M. (1993). Factors influencing unemployment duration with a special emphasis on migration: An investigation using SIPP data and event history methods. *Papers in Regional Science*, 72 (2), 159–176. DOI: 10.1111/j.1435-5597.1993.tb01870.x.
- Stern S. (1989). Estimating a simultaneous search model. *Journal of Labor Economics*, 7 (3), 348–369. DOI: 10.1086/298212.

Поступила в редакцию 01.02.2023;
принята в печать 18.08.2023.

Приложение

Таблица III. Описание переменных, используемых при моделировании длительности безработицы

Группа	Название переменных	Описание
Индивидуальные характеристики	Пол	1, если индивид — мужчина, 0 — если женщина
	Возраст	Возраст гражданина на момент обращения в органы занятости (лет)
	Опыт работы за последний год	Трудовой стаж за последние 12 месяцев (в неделях), предшествующих месяцу обращения гражданина в орган занятости населения. Значения, большие или равные 53, считаются как 53
	Нет опыта работы	1, если у индивида нет опыта работы, 0 — иначе
	Предпенсионный возраст	1, если индивид предпенсионного возраста, 0 — иначе. Предпенсионный возраст наступает за пять лет до получения права на страховую пенсию по старости
	Увольнение по собственному желанию	1, если причиной увольнения с последнего места работы (основание прекращения трудового договора, служебного контракта) является «по собственному желанию», 0 — иначе
Семейное положение (состав семьи)	Образование	Значения: «Начальное общее образование», «Основное общее образование», «Среднее профессиональное образование», «Среднее общее образование», «Высшее образование — бакалавриат», «Высшее образование — магистратура», «Высшее образование — специалитет», «Высшее образование — подготовка кадров высшей квалификации», «Другое». Указывается наивысший уровень образования индивида
	Многодетная семья	1, если индивид является многодетным родителем, 0 — иначе
	Разведен	1, если разведен(а), 0 — иначе
	Одинокий родитель	1, если индивид является одиноким родителем, 0 — иначе
Спрос на локальном рынке труда	Регион	Регион регистрации в центре занятости. Всего в наборе данных представлено 79 регионов

Окончание табл. III

Группа	Название переменных	Описание
Факторы дохода	Завышенные зарплатные ожидания	1, если заработная плата на последнем месте работы существенно ниже желаемой заработной платы на новом месте работы, 0 — иначе
	Заниженные зарплатные ожидания	1, если заработная плата на последнем месте работы превышает желаемую заработную плату на новом месте работы, 0 — иначе
Пандемия коронавируса	Пандемия коронавируса	1, если период поиска работы пересекся с пандемией коронавируса, 0 — иначе
Целевые переменные	Длительность безработицы	Разность между датой заведения личного дела в центре занятости и датой его закрытия (в днях)
	Трудоустройство	1, если личное дело безработного было закрыто по причине его трудоустройства, 0 — иначе

Таблица П2. Описательные статистики для количественных переменных

	Среднее значение	Стандартное отклонение	Минимальное значение	Медиана	Максимальное значение
Длительность безработицы	162	113	1	142	679
Возраст	40	10	18	39	61
Опыт работы за последний год (неделя)	26	21	0	29	53

Таблица П3. Описательные статистики для фиктивных и категориальных переменных

	Число значений	Наиболее частое значение	Доля наиболее частого значения (%)
Трудоустройство	2	0	59
Пол	2	1	53
Уровень образования	9	Среднее профессиональное	35
Нет опыта работы	2	0	99
Предпенсионный возраст	2	0	89
Многодетная семья	2	0	96
Разведен	2	0	98
Одинокий родитель	2	0	98
Завышенные зарплатные ожидания	2	0	87
Заниженные зарплатные ожидания	2	0	76
Увольнение по собственному желанию	2	1	66
Регион	79	Москва	7

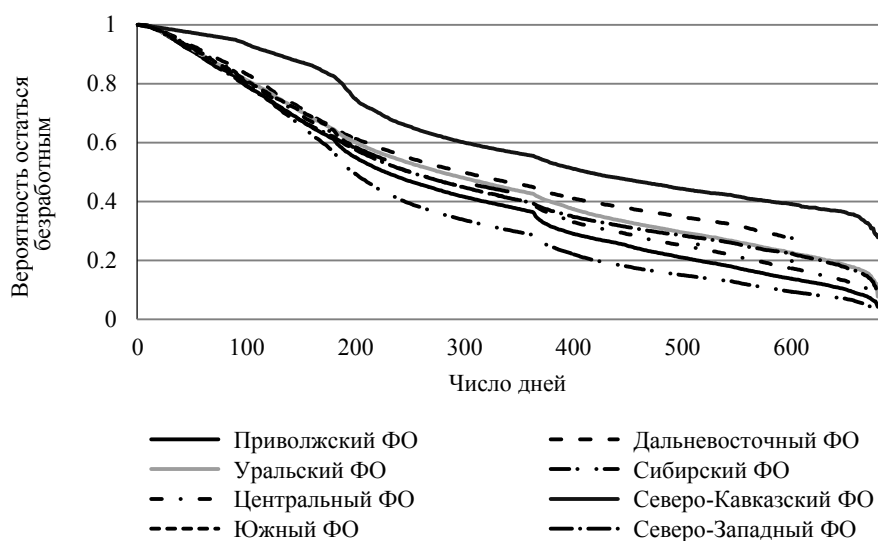


Рис. П1. Кривая Каплана–Майера
для разных федеральных округов

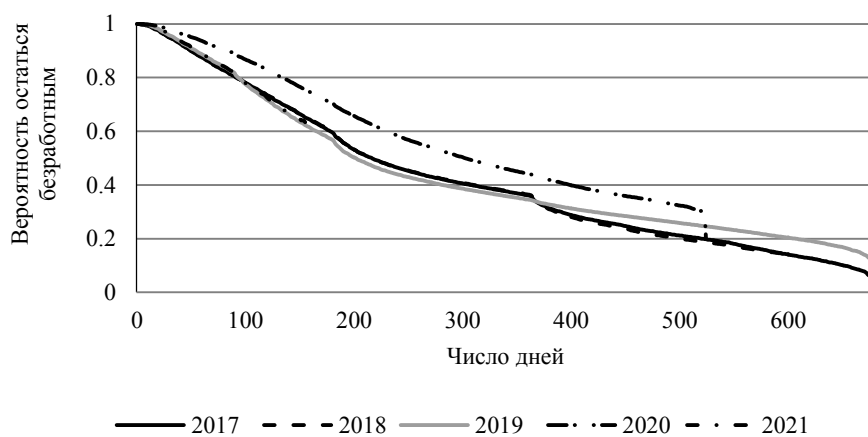


Рис. П2. Кривая Каплана–Майера по годам

Таблица П4. Коэффициенты для модели с однородным (модель 1) и неоднородным (модель 2) свободным членом по регионам

Переменная	Модель 1	Модель 2
<i>Индивидуальные характеристики</i>		
Высшее образование — магистратура	1.115*** (0.01)	1.125*** (0.01)
Пол	1.061*** (0.001)	1.057*** (0.001)
Высшее образование — бакалавриат	1.04*** (0.002)	1.029*** (0.002)
Среднее профессиональное образование	1.029*** (0.001)	1.019*** (0.001)
Основное общее образование	1.015*** (0.002)	0.998 (0.002)
Опыт работы за последний год (недель)	1.002*** (0.000)	1.001*** (0.000)
Возраст	0.994*** (0.000)	0.994*** (0.000)
Увольнение по собственному желанию	0.88*** (0.001)	0.875*** (0.001)
Нет опыта работы	0.862*** (0.008)	0.895*** (0.008)
Образование — другое	0.812*** (0.004)	0.935*** (0.004)
Предпенсионный возраст	0.688*** (0.002)	0.679*** (0.002)
Начальное общее образование	0.675*** (0.026)	0.846*** (0.027)
Высшее образование — специалитет	1.002 (0.003)	1.041*** (0.003)
Высшее образование — подготовка кадров высшей квалификации	0.94 (0.078)	0.984 (0.081)
<i>Семейное положение (состав семьи)</i>		
Одинокий родитель	1.116*** (0.005)	1.093*** (0.005)
Разведен	0.978*** (0.004)	0.984*** (0.004)
Многодетная семья	0.976*** (0.003)	0.999 (0.003)
<i>Факторы дохода</i>		
Заниженные зарплатные ожидания	1.083*** (0.001)	1.072*** (0.001)
Завышенные зарплатные ожидания	0.94*** (0.002)	0.923*** (0.002)
<i>Спрос на локальном рынке труда</i>		
Новосибирская область		1.514*** (0.003)
Еврейская автономная область		1.466*** (0.011)
Тюменская область		1.386*** (0.007)
.....		
Кабардино-Балкарская Республика		0.375*** (0.009)
Республика Северная Осетия — Алания		0.354*** (0.007)
Республика Ингушетия		0.227*** (0.016)
C-index	0.61	0.63
Число наблюдений	5608611	

Примечание. *** — уровень значимости 1%, в скобках — стандартные ошибки.

По локальным рынкам труда приведены только регионы с наибольшими и наименьшими коэффициентами (в порядке убывания). Результаты по всем регионам могут быть предоставлены автором по запросу.

Maigur A. A. Regional analysis of registered unemployment duration. *Applied Econometrics*, 2023, v. 72, pp. 100–120.

DOI: 10.22394/1993-7601-2023-72-100-120

Anna Maigur

RANEPA; Gaidar Institute for Economic Policy, Moscow, Russian Federation;

ann.maigur@mail.ru

Regional analysis of registered unemployment duration

The paper estimates hazard risk models to find the determinants of the unemployment duration based on data from Russian employment centres for 2017–2021. Models with homogeneous and heterogeneous parameters by regions are built. It has been demonstrated that single parents and people with higher level of education need less time to find a job while pre-retirement age people need more. A high regional heterogeneity is revealed for both intercept and some coefficients' slope.

Keywords: unemployment duration; survival analysis; proportional hazard model.

JEL classification: J64; J68.

References

- Bachtiar N., Muharja F. (2020). Unemployment duration of educated workers in the provinces of Indonesia: A cross sectional analysis from labor supply perspectives. *Journal of Applied Economic Sciences*, 15 (1), 97–105. DOI: 10.14505/jaes.v15.1(67).09.
- Bover O., Arellano M., Bentolila S. (2002). Unemployment duration, benefit duration and the business cycle. *The Economic Journal*, 112 (479), 223–265. DOI:10.1111/1468-0297.00034.
- Bratberg E., Nilsen O. A. (2000). Transitions from school to work and the early labour market experience. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62, 909–929. DOI:10.1111/1468-0084.0620s1909.
- Caliendo M., Tatsiramos K., Uhlendorff A. (2013). Benefit duration, unemployment duration and job match quality: A regression-discontinuity approach. *Journal of Applied Econometrics*, 28 (4), 604–627. DOI: 10.1002/jae.2293.
- Clark K. B., Summers L. H., Holt C. C., Hall R. E., Baily M. N. (1979). Labor market dynamics and unemployment: A reconsideration. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1979 (1), 13–72. DOI: 0.2307/2534304.
- Cox D. R. (1972). Regression models and life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 34 (2), 187–202. DOI: 10.1111/j.2517-6161.1972.tb00899.x.
- Denisova I. A., Donetskii A. M., Kolesnikova O. A., Fedchenko, A. A., Lyadova, N. I. (2002). Dlitel'noye prebyvaniye v registre bezrabotnykh: uroven' obrazovaniya neudachnoye stecheniye obshcheyatsitel'stv ili chto-to yeshche? *Sotsial'naya politika: realii XXI veka*, 1, 73–102 (in Russian).
- Feldstein M. (1978). The effect of unemployment insurance on temporary layoff unemployment. *The American Economic Review*, 68 (5), 834–846.
- Foley M. C. (1997). Determinants of unemployment duration in Russia. *Center Discussion Paper*, No. 779. Yale University, Economic Growth Center.

- Furmanov K. K. (2009). Modeling the duration of unemployment using the data from Russian longitudinal monitoring survey. *Higher School of Economics Economic Journal*, 13 (3), 403–427 (in Russian).
- Furmanov K. K., Chernysheva I. K. (2012). Health and job search in Russia. *Applied Econometrics*, 2 (26), 62–91 (in Russian).
- Giltman M., Merzlyakova A., Antosik L. (2022). Exit from registered unemployment: Estimating the impact of individual characteristics. *Public Administration Issues*, 1, 193–219 (in Russian). DOI: 10.17323/1999-5431-2022-0-1-193-219.
- Grogan L., Van Den Berg G. J. (2001). The duration of unemployment in Russia. *Journal of Population Economics*, 14 (3), 549–568. DOI: 10.1007/s001480000029.
- Harrell F. E., Califf R. M., Pryor D. B., Lee K. L., Rosati R. A. (1982). Evaluating the yield of medical tests. *JAMA*, 247 (18), 2543–2546. DOI: 10.1001/jama.1982.03320430047030.
- Kartseva M. A. (2002). The duration of unemployment in Russia: Does high education decrease unemployment spells? *Working Paper # BSP/02/058R*. M.: New Economic School (in Russian).
- Kooreman P., Ridder G. (1983). The effects of age and unemployment percentage on the duration of unemployment: Evidence from aggregate data. *European Economic Review*, 20 (1–3), 41–57. DOI: 10.1016/0014-2921(83)90056-9.
- Lancaster T. (1979). Econometric methods for the duration of unemployment. *Econometrica*, 47 (4), 939–956. DOI: 10.2307/1914140.
- Lancaster T., Nickell S. (1980). The analysis of re-employment probabilities for the unemployed. *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, 143 (2), 141–152. DOI: 10.2307/2981986.
- Luboyova M., Van Ours J. C. (1997). Unemployment dynamics and the restructuring of the Slovak unemployment benefits system. *European Economic Review*, 41 (3–5), 925–934. DOI: 10.1016/S0014-2921(97)00050-0.
- Nivorozhkin A. (2006). New estimates of the risk and duration of registered unemployment in urban Russia. *International Journal of Manpower*, 27 (3), 274–289. DOI: 10.1108/01437720610672176.
- Shumway J. M. (1993). Factors influencing unemployment duration with a special emphasis on migration: An investigation using SIPP data and event history methods. *Papers in Regional Science*, 72 (2), 159–176. DOI: 10.1111/j.1435-5597.1993.tb01870.x.
- Stern S. (1989). Estimating a simultaneous search model. *Journal of Labor Economics*, 7 (3), 348–369. DOI: 10.1086/298212.

Received 01.02.2023; accepted 18.08.2023