

Сколько долгие поиски работы в России: новый подход к оцениванию¹⁾

Ратникова Т.А., Фурманов К.К.

Данные о продолжительности безработицы и результативности поиска работы – важные индикаторы состояния рынка труда. Показатель средней продолжительности безработицы дополняет уровень безработицы, характеризуя интенсивность оборота трудовых ресурсов. Однако его измерение является серьезной статистической проблемой. Существует несколько способов измерения средней продолжительности безработицы, которые имеют свои достоинства и недостатки. Каждый из этих способов разработан в соответствии с конкретным источником данных и, будучи применен к другим источникам, может привести к не совсем корректным результатам. В данной работе предлагается и обосновывается новый подход к расчету средней продолжительности безработицы и результативности поиска работы, ориентированный на использование данных РМЭЗ. Также показывается, что результаты предыдущих исследований на основании этих данных страдают от смещения отбора. Применение предлагаемого подхода приводит к оценкам продолжительности безработицы, которые согласуются с оценками Росстата и дополняют их в отношении результативности поиска.

Ключевые слова: продолжительность безработицы, временная зависимость, смещение отбора, поиск работы.

Введение

Одним из наиболее часто используемых индикаторов состояния рынка труда является уровень безработицы. В самом деле, доля людей из состава рабочей силы, находящихся в этом неблагоприятном состоянии, представляется вполне разумной мерой измерения тяжести проблемы. Тем не менее этой меры явно недостаточно для более-менее полного описания ситуации с безработицей. Корах и Хейц [11] при-

¹⁾ Авторы выражают глубокую признательность за советы и комментарии В.Е. Гимпельсону, Э.Б. Ершову, Г.Г. Канторовичу, И.Г. Поспелову, Л.И. Смирных и С.Ю. Рошину.

Работа над статьей была поддержана грантом факультета экономики Государственного университета – Высшей школы экономики 2008 г.

Ратникова Т.А. – кандидат физико-математических наук, доцент кафедры математической экономики и эконометрики Государственного университета – Высшей школы экономики.

Фурманов К.К. – магистр экономики, преподаватель кафедры математической экономики и эконометрики, аспирант факультета экономики Государственного университета – Высшей школы экономики.

Статья поступила в Редакцию в марте 2009 г.

входят следующий пример: уровень безработицы в 10% может наблюдаться, если в каждом месяце 10% состава рабочей силы теряют работу и находят ее в течение месяца. Но такой же уровень может наблюдаться и в том случае, когда эти 10% остаются безработными в течение года, а нового притока в состав безработных нет. Ясно, что во втором случае описывается более проблемная ситуация: попадание в категорию безработных означает для индивида значительное снижение благосостояния.

Чтобы получить более полную картину, стоит обратиться к другому индикатору – средней продолжительности безработицы. Известно, что продолжительная безработица имеет ряд негативных последствий для экономико-социологического состояния трудового населения. Пребывая в состоянии безработицы долгое время, индивид теряет трудовые навыки, постепенно разочаровывается в поиске работы и прекращает ее поиск, что приводит к уменьшению численности рабочей силы. Страх перед длительной безработицей может вынуждать работников соглашаться на низкий уровень заработной платы, что мешает улучшению условий труда. Бердетт, Лагос и Райт [9] указали на связь средней продолжительности безработицы с уровнем преступности: если ожидаемые выгоды от поиска работы невелики, индивид может предпочесть улучшить свое благосостояние незаконным образом. Длительная безработица приводит его в подавленное, стрессовое состояние, которое может подтолкнуть к началу употребления наркотиков или алкоголизму (см., например, [1]). Исследование факторов, влияющих на длительность безработицы и вероятность нахождения работы, способствует разработке политики помощи безработным.

К сожалению, официальной статистики недостаточно для определения этого показателя. Министерство труда и социального развития РФ предоставляет данные о продолжительности завершенной безработицы среди людей, зарегистрированных органами государственной службы занятости (ГСЗ)². Тем не менее доля безработных, обращающихся в ГСЗ, невелика. Кроме того, выход из состава зарегистрированных в ГСЗ безработных не означает прекращения состояния безработицы: индивид, не нашедший работу с помощью службы занятости, может продолжать искать ее своими силами. Таким образом, данные Минтруда могут занижать продолжительность безработицы и завышать долю безработных, вышедших из состава рабочей силы.

Другим источником данных о длительности поиска работы является обследование населения по проблемам занятости (ОНПЗ), проводимое Федеральной службой статистики. К сожалению, публикуемые результаты ОНПЗ содержат информацию только о продолжительности незавершенного поиска работы (времени, в течение которого индивид пробывал безработным на момент опроса). Существуют способы, позволяющие на основе таких данных получить оценку средней продолжительности безработицы (см., например, [8, 11]). В частности, Салан [18] показал, что если вероятность нахождения работы не меняется и длительность безработицы подчиняется показательному закону, то средняя длительность завершенных периодов безработицы совпадает со средней длительностью незавершенных. Но по данным о незавершенных состояниях не удастся получить ответы на другие важные вопросы: чем заканчивается поиск работы, какая доля безработных индивидов находит работу, а какая выходит из состава рабочей силы?

² Методологию расчета можно найти в главе «Безработица» Обзора занятости в России [5, с. 105].

Для того чтобы выяснить эти обстоятельства, можно обратиться к данным Российского мониторинга экономики и здоровья (РМЭЗ). РМЭЗ представляет собой панель опросов домохозяйств, проводящихся раз в год или в два года. На основании ответов респондента можно определить, является ли он безработным и когда уволился с последнего места работы (если он не имеет работы на момент опроса). Отслеживая ответы того же респондента в последующих опросах, можно приблизительно определить, когда состояние безработицы закончилось, нашел ли респондент работу или прекратил поиск, выйдя из состава рабочей силы³⁾.

Однако результаты исследований, проведенных различными авторами по РМЭЗ, весьма сильно расходятся в оценках средней продолжительности безработицы, все они приводят цифры, значительно превышающие оценки Минтруда и ОНПЗ.

Причины этих расхождений кроются в том, что момент опроса с большей вероятностью приходится на продолжительные периоды безработицы, в то время как короткие состояния между опросами оказываются незамеченными. Это приводит к смещению оценки средней продолжительности безработицы.

Помимо этого смещение отбора искажает оценки другой важной для эконометристов характеристики безработицы – функции риска, которая показывает, как с течением времени, проведенного в состоянии безработицы, меняется вероятность покинуть это состояние. Существуют веские основания полагать, что вероятность нахождения работы падает с течением времени – как минимум, такой результат должен наблюдаться, если не учитывать неоднородность индивидов. Исследования, утверждавшие, что вероятность выхода из безработицы со временем растет (например, Хекман и Сингер [14]), учитывают неоднородность индивидов по наблюдаемым признакам (пол, возраст, образование и др.), кроме того, часто осуществляется и попытка учитывать ненаблюдаемую неоднородность (*unobserved heterogeneity*). Известно, что неоднородность выборки приводит к отрицательному наклону функции риска, т.е. снижению вероятности выхода [16, р. 41]. В то же время оценки функции риска, приводимые в работах Фолей, Грогана и ван ден Берга [12, 13], свидетельствуют о немонотонности риска даже без учета неоднородности – вероятность нахождения работы сначала растет, а затем падает, причем вероятность выхода из безработицы в первые месяцы близка к нулю, что весьма странно.

В представляемой вниманию читателя работе предлагается метод оценивания упомянутых выше показателей безработицы и результативности поиска работы, как нам кажется, корректно учитывающий особенности данных РМЭЗ.

Основные понятия анализа длительностей

Чтобы изложить суть предлагаемого нами метода, необходимо напомнить читателю ряд основных понятий теории анализа длительностей.

Длительность пребывания в некотором состоянии моделируется как неотрицательная случайная величина, и ее, как и другие случайные величины, можно охарактеризовать функцией распределения или функцией плотности (или вероятностями реализаций, если случайная величина дискретна). Однако в анализе длительностей большое внимание уделяется особым характеристикам, которые будут изложены ниже.

³⁾ Весьма подробно расчет длительностей состояний безработицы описан в работе М.А. Карцевой [2, с. 12–16].

Прежде всего, таким показателем является *функция дожития* (часто также называемая функцией надежности), которая сопоставляет некоторому числу t вероятность того, что случайная величина T примет значение, не меньшее t . Иначе говоря, это вероятность того, что некоторое состояние продлится дольше, чем t единиц времени.

$$(1) \quad S(t) = P(T \geq t) = 1 - F(t),$$

где $F(t)$ – функция распределения случайной величины T .

Математическое ожидание дискретной длительности T (а именно с такого рода длительностями мы имеем дело, когда работаем с РМЭЗ) может быть выражено следующим образом:

$$(2) \quad E(T) = \sum_{t=1}^{\infty} S(t).$$

Важной характеристикой распределения длительностей является *функция риска* (функция опасности отказов). Для дискретной длительности T функция риска определяется как вероятность завершения состояния в момент t при условии, что состояние уже «дожило» до этого момента:

$$(3) \quad \lambda(t) = P(T = t | T \geq t).$$

Можно сказать, что функция риска выражает интенсивность, с которой состояние, длящееся уже в течение времени t , стремится к прекращению, или вероятность, с которой это состояние прекратится в ближайшее время.

Часто при изучении длительностей представляет интерес именно форма функции риска, так как она отражает характер *временной зависимости* (*duration dependence*). Говорят, что имеет место положительная временная зависимость вероятности выхода из безработицы, если функция риска возрастает. Соответственно, если вероятность выхода из безработицы падает, то говорят, что имеет место отрицательная временная зависимость. Если функция риска постоянна, говорят, что временная зависимость отсутствует.

Восстановление закона распределения (или функции распределения $F(t)$) по имеющимся данным обычно бывает затруднено вследствие цензурирования: часть состояний продолжают и тогда, когда наблюдение за ними заканчивается (цензурирование справа). Как следствие, про эти состояния исследователю известно только то, что их длительность не меньше, чем период времени от начала состояния до конца наблюдения за ним (момента цензурирования). Обычно считается, что моменты цензурирования либо детерминированы, либо независимы от длительности состояний. В таких условиях для оценивания функции дожития применим *метод Каплана – Мейера*, описание которого можно найти, например, в работе [15].

Моделирование длительности безработицы

Предлагаемый в нашей работе подход является усовершенствованием дискретных моделей длительности, которые, насколько нам известно, впервые были использованы в эконометрике Никелем, чья статья [17] является одной из самых

первых работ по исследованию детерминант длительности безработицы и временной зависимости. Для анализа российских данных дискретный подход был использован в работе [12]. Использование непрерывных и дискретных моделей, как правило, приводит к одинаковым результатам, так что решение о применении того или иного подхода часто основывается на соображениях удобства исследователя. Нередко непрерывные модели применяются к данным, которые на самом деле носят дискретный характер (длительности известны, например, с точностью до месяца).

Метод, использованный Никелем, заключается в следующем. Для состояния безработицы, продолжающегося уже в течение t моментов времени (Никель использовал недельные данные), вероятность выхода из этого состояния в ближайший момент описывается логит-регрессией, где в качестве регрессоров выступают индивидуальные характеристики безработного и некоторая функция $\varphi(t)$, описывающая временную зависимость вероятности выхода (в работе [17] эта зависимость описывалась квадратичной функцией). Кроме логит- часто используется cloglog-регрессия (в таком случае дискретная модель соответствует непрерывной модели пропорциональных рисков – одному из наиболее распространенных подходов к анализу длительностей). Как правило, результаты оценивания по логит- и cloglog-регрессиям схожи.

Так как нас интересуют различные варианты выхода из безработицы – как в занятость, так и из рабочей силы, то обычные логит- и cloglog-модели нас не устраивают. Естественным расширением логит-регрессии является множественная логит-регрессия (*multinomial logit*). Пусть пока (для простоты изложения основной идеи метода) мы не будем принимать во внимание индивидуальные характеристики безработного и экономической среды. В таком случае, если мы моделируем вероятность выхода из безработицы только как функцию от времени, то вероятности выхода в занятость и в неактивность (обозначим их $p_E(t)$ и $p_N(t)$ соответственно) в течение ближайшего месяца для состояния, продлившегося t месяцев, равны

$$(4) \quad p_E(t) = \frac{\exp(\varphi_E(t))}{1 + \exp(\varphi_E(t)) + \exp(\varphi_N(t))},$$

$$(5) \quad p_N(t) = \frac{\exp(\varphi_N(t))}{1 + \exp(\varphi_E(t)) + \exp(\varphi_N(t))}.$$

Обозначим также вероятность остаться в состоянии безработицы до следующего месяца

$$(6) \quad p_U(t) = 1 - p_E(t) - p_N(t) = \frac{1}{1 + \exp(\varphi_E(t)) + \exp(\varphi_N(t))},$$

где $\varphi_E(t)$ и $\varphi_N(t)$ – некоторые функции, известные с точностью до некоторого набора параметров и характеризующие временную зависимость вероятности выхода в соответствующее состояние. Например, в работе [17] использовалась квадратичная функция для вероятности выхода из безработицы (варианты выхода там не различались). Можно предложить и другие варианты. Так, для анализа длительности безработицы нами использовались следующие спецификации:

- постоянная $\varphi(t) = const$;
- квадратичная $\varphi(t) = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$;

- кусочно-постоянная $\varphi(t) = \begin{cases} \varphi_1, & t < t_1, \\ \varphi_2, & t_1 \leq t < t_2 \\ \dots \\ \varphi_p, & t \geq t_p; \end{cases}$
- кусочно-линейная $\varphi(t) = \begin{cases} \frac{t}{t_1}(\varphi_1 - \varphi_0), & t < t_1 \\ \varphi_1 + \frac{(t-t_1)}{(t_2-t_1)}(\varphi_2 - \varphi_1), & t_1 \leq t < t_2 \\ \dots \\ \varphi_{p-1} + \frac{(t-t_{p-1})}{(t_p-t_{p-1})}(\varphi_p - \varphi_{p-1}) & t_{p-1} \leq t < t_p \\ \varphi_p & t \geq t_p; \end{cases}$
- экспоненциальная $\varphi(t) = a + be^{-ct}$.

Выбор вида функции $\varphi(t)$ обычно диктуется особенностями данных и задачей исследования. Например, оценивание постоянной функции целесообразно прежде всего для того, чтобы в выборку можно было включить безработных, не имеющих опыта работы, для которых невозможно установить дату начала периода безработицы. Квадратичная, кусочно-постоянная и кусочно-линейная функции являются довольно гибкими и позволяют оценить немонотонную временную зависимость. Экспоненциальная функция описывает монотонную временную зависимость, при которой вероятность нахождения работы или выхода из рабочей силы стремится к некоторому асимптотическому значению.

Функции риска и дожития выглядят следующим образом:

$$(7) \quad \lambda(t) = 1 - p_U(t) = p_E(t) + p_N(t),$$

$$(8) \quad S(t) = \prod_{k=0}^{t-1} p_U(k).$$

Наша задача состоит в оценивании закона распределения длительностей на основании имеющихся данных:

- времени, проведенного i -ым индивидом без работы на момент первой волны опроса t_i ;
- времени между первой и второй волнами опроса l_i ;
- индикатором выхода Y_i , равным нулю для состояний, не завершившихся к моменту второго опроса, единице для состояний, завершившихся выходом в занятость, и минус единице для состояний, завершившихся выходом из рабочей силы.

В нашей модели это задача оценивания параметров функций $\varphi_E(t)$ и $\varphi_N(t)$, для решения которой мы будем использовать метод максимального правдоподобия.

Вероятность того, что за время между волнами опросов состояние безработицы не закончится, равна

$$(9) \quad P(Y_i = 0 | t_i, l_i) = P(T_i > t_i + l_i | T_i \geq t_i) = \frac{S(t_i + l_i)}{S(t_i)} = \prod_{k=0}^{l_i-1} p_U(t_i + k).$$

Вероятность выхода в занятость за период времени между волнами опроса складывается из вероятности найти работу в течение первого месяца, вероятности остаться безработным в первом месяце, но найти работу во втором и т.д.:

$$(10) \quad P(Y_i = 1 | t_i, l_i) = \sum_{k=0}^{l_i-1} \left(p_E(t_i + k) \cdot \prod_{j=0}^{k-1} p_U(t_i + j) \right).$$

Аналогично рассчитывается и вероятность выхода из рабочей силы:

$$(11) \quad P(Y_i = -1 | t_i, l_i) = \sum_{k=0}^{l_i-1} \left(p_N(t_i + k) \cdot \prod_{j=0}^{k-1} p_U(t_i + j) \right).$$

Зная выражения (9)–(11), можно получить оценку для функций дожития и риска с помощью метода максимального правдоподобия. Из оцененной функции дожития легко рассчитать среднюю длительность безработицы:

$$(12) \quad E(T) = \sum_{t=1}^{\infty} t \cdot P(T = t) = \sum_{t=1}^{\infty} S(t).$$

Используемые данные и определение безработицы

Мы использовали данные второй волны Российского мониторинга экономики и здоровья (РМЭЗ) за период с 1994 по 2005 гг. (V–XIV раунды опроса). Опрос домохозяйств проводился в конце каждого года анализируемого периода кроме 1997 и 1999 гг.

Отдельная проблема, стоящая перед исследователями безработицы, состоит в определении понятия безработицы и, соответственно, формировании анализируемой выборки. Эта проблема решается в различных работах по-разному, однако наиболее распространенным является определение Международной организации труда (МОТ), согласно которому безработным считается индивид,

- не имеющий работы;
- желающий найти ее и активно ищущий;
- готовый приступить к работе в ближайшее время.

Наш анализ проводился в соответствии именно с этим определением.

В анализируемую подвыборку вошли только индивиды в возрасте от 18 до 60 лет независимо от пола. Хотя российская служба статистики включает в состав безработных индивидов от 15 до 72 лет, мы намеренно исключили крайние возрастные группы, опасаясь того, что для них закон распределения длительности безработицы может сильно отличаться. По тем же причинам в выборку не включались индивиды, трудоустройству которых мешает плохое состояние здоровья.

Таблица 1.

**Численность безработных в возрасте 18–60 лет,
готовых к работе по состоянию здоровья, в выборке РМЭЗ**

Раунд РМЭЗ (год)	Число безработных в выборке	Число опрошенных
V (1994)	462*	11290
VI (1995)	476*	10666
VII (1996)	525*	10465
VIII (1998)	617*(593)	10675
IX (2000)	539*(493)	10975
X (2001)	514	12121
XI (2002)	500	12523
XII (2003)	467	12656
XIII (2004)	438	12641

* Выборка построена без учета критерия готовности немедленно приступить к работе.

Отметим, что часть исследователей (Нестерова и Сабирьянова [4], Гроган и ван ден Берг [13], Карцева [2]) включали в категорию безработных и индивидов, которые хотят найти работу, однако не заняты активным поиском. Гроган и ван ден Берг предлагали и другие определения, согласно которым безработными считались индивиды в неоплачиваемом отпуске и даже те, кто испытывают задержки заработной платы. Фолей опирался на самоопределение индивидов и включал в анализируемую выборку тех, кто считал себя безработным. В части работ анализировались разные выборки: построенная по классическому определению МОТ и по альтернативным определениям.

Сравнивая наши оценки с оценками, полученными М.А. Карцевой и Гроган и ван ден Бергом, мы опираемся именно на те результаты, которые исследователи получали, анализируя выборки безработных, построенные по методологии МОТ. В упомянутых исследованиях также исключались крайние возрастные группы, а что касается индивидов, активно ищущих работу, но имеющих плохое здоровье, мешающее трудоустройству, то число их весьма невелико – в объединенной выборке за 2000–2005 гг. число таких респондентов составило всего 51.

Для выявления принадлежности индивида к категории безработных, занятых или не входящих в рабочую силу, использовались ответы на следующие вопросы опросника РМЭЗ:

- 1) Ваше основное занятие в настоящее время?
- 2) Хотели бы вы найти работу?
- 3) Вы обращались куда-нибудь или к кому-нибудь в поисках работы в течение последних 30 дней?
- 4) Если бы на прошлой неделе вам предложили подходящую работу, вы смогли бы приступить к ней сразу?
- 5) Какой ответ лучше всего описывает ваше основное занятие в настоящее время?

Ответ на вопрос (1) использовался для того, чтобы определить, имеет ли респондент работу. Положительный ответ на вопросы (2), (3) и (4) являлся необходимым условием для включения респондента в анализируемую выборку безработных согласно используемому нами определению безработицы. Вопрос (5) был нужен для исключения из анализа людей с плохим здоровьем (среди вариантов ответов предлагался следующий: «не работаю по состоянию здоровья»).

Вопрос (4) был включен в опросники только в 1998 г., поэтому при анализе предыдущих лет мы не смогли воспользоваться критерием готовности приступить к работе – индивид классифицировался как безработный, если он удовлетворял всем остальным критериям. Как отмечают К.В. Маркова и С.Ю. Рощин [3, с. 86], это не должно приводить к значительному искажению результатов, так как более 90% индивидов, отнесенных к безработным по остальным критериям, удовлетворяют и критерию готовности приступить к работе (по данным 1998–2001 гг.). Чтобы иметь возможность сравнить наши результаты с результатами других исследований, для 1998 и 2000 гг. были составлены две выборки безработных – с учетом и без учета критерия готовности к работе.

Для того чтобы определить, нашел ли респондент работу между двумя раундами опроса, использовались ответы на следующие вопросы:

- «Скажите, пожалуйста, у вас есть сейчас работа, вы находитесь в оплачиваемом или неоплачиваемом отпуске, или у вас нет работы?»
- «В каком году и в каком месяце вы ушли с вашей последней работы, перестали работать?»

Если безработный в n -м раунде респондент в следующем раунде опроса указывал, что у него есть работа, считалось, что из безработицы он вышел в занятость. Тот же вывод делался, если респондент указывал, что с последней работы он ушел после раунда n , пусть даже в раунде $n + 1$ он опять был безработным (т.е. за промежуток времени между раундами он перешел из безработицы в занятость, а потом обратно). Респондент, не нашедший работу между раундами n и $n + 1$, но и не оставшийся в составе безработных, классифицировался как вышедший из рабочей силы. Если в течение периода безработицы индивид стал старше 60 лет, учитывались только те наблюдения за ним, в которых его возраст удовлетворял нашим ограничениям, после 60 лет этот респондент считался выбывшим из рассмотрения (но не вышедшим из рабочей силы). Аналогично, не рассматривались наблюдения за индивидами младше 18 лет, но как только эти индивиды достигали совершеннолетия, они могли классифицироваться как безработные.

Такой подход не учитывает некоторые варианты переходов. Например, индивид, осуществивший между двумя раундами опроса переход «безработица – вне рабочей силы – занятость», будет рассматриваться как вышедший в занятость, хотя состояние безработицы завершилось выходом из рабочей силы. Аналогично, переход «безработица – вне рабочей силы – безработица» приведет к тому, что выход из состояния безработицы вообще не будет зафиксирован. Такие переходы (как и другие, более сложные, варианты, приводящие к ошибкам классификации) маловероятны в силу того, что состояние «вне рабочей силы» является наиболее стабильным из рассматриваемых состояний и вероятность выхода из него в течение года довольно мала. Тем не менее мы провели ряд статистических испытаний, которые показали, что смещение оценки в результате ошибок классификации весьма невелико.

При учете временной зависимости мы считали, что на вероятность выхода из безработицы влияет время, прошедшее с момента увольнения с последней работы (если месяц увольнения и месяц опроса совпадали, считалось, что респондент пребывает в состоянии безработицы ноль месяцев). Ошибки измерения, связанные с несовпадающими в разных раундах ответами на вопрос о дате увольнения, не учитывались – они не оказывают существенного влияния на результаты, о чем свидетельствует, в частности, близость оценок средней длительности безработицы в моделях с учетом и без учета временной зависимости.

Время, прошедшее между двумя раундами опроса, рассчитывалось исходя из данных о годе и месяце опроса респондента.

Результаты оценивания

Прежде всего, мы оценивали модель длительности безработицы без учета временной зависимости для двухлетних панелей, составленных из соседних по времени раундов опроса РМЭЗ. Результаты оценивания приведены в табл. 2.

Таблица 2.

**Оценки средней продолжительности безработицы (СПБ)
и вероятности выхода из безработицы в течение месяца (ВВБ)
в предположении об отсутствии временной зависимости**

Годы	Средняя продолжительность безработицы, мес.	Медианная продолжительность безработицы	Вероятность нахождения работы в течение месяца, %	Вероятность выхода из рабочей силы в течение месяца, %	Вероятность выхода из безработицы в течение месяца, %
1994–1995	6,1	4,6	9,4	4,7	14,1
1995–1996	8,1	6,0	7,5	3,5	11,0
1996–1998	13,1	9,4	4,5	2,6	7,1
1998–2000	11,8	8,6	5,6	2,3	7,8
2000–2001	7,1	5,3	8,2	4,2	12,4
2001–2002	6,7	5,0	8,2	4,9	13,0
2002–2003	5,8	4,4	9,0	5,7	14,7
2003–2004	5,9	4,4	10,0	4,6	14,6
2004–2005	5,9	4,5	8,4	6,1	14,4

Примечание: при анализе первых четырех панелей для определения безработицы не использовался критерий готовности приступить к работе.

Как видно из табл. 2, наибольшая длительность безработицы наблюдалась в период 1996–2000 гг. Частично это можно списать на недостатки используемого метода. Как уже говорилось, при увеличении временного промежутка между раундами опроса точность оценок падает из-за ошибок в определении состояния выхода. Отметим, что это происходит не вследствие недостатка метода самого по

себе, а из-за того, что данные РМЭЗ не позволяют точно отслеживать переходы между состояниями безработицы и «вне рабочей силы». Также отметим, что в этот период времени наблюдался и наиболее высокий уровень безработицы (см. табл. 3), что вполне согласуется с полученными результатами.

Таблица 3.
Уровень безработицы и средняя продолжительность поиска работы
(незавершенной безработицы) по данным ОНПЗ Росстата

Годы	Уровень безработицы, %	Среднее время поиска, мес.
1992	5,2	4,4
1993	–	5,7
1994	–	–
1995	9,5	7,4
1996	9,7	8,2
1997	11,8	8,8
1998	13,2	9,1
1999	13,0	9,7
2000	9,8	9,1
2001	8,8	8,2
2002	8,5	8,6
2003	7,8	8,2
2004	7,9	8,5
2005	7,1	8,4
2006	6,7	8,9

Тем не менее наши оценки значительно ниже приводимых в предыдущих исследованиях. Для сравнения перейдем от рассмотрения средней длительности безработицы к медианной длительности. Дело в том, что метод Каплана – Мейера, использованный в предыдущих работах, не позволяет оценить математическое ожидание анализируемой случайной величины, но дает оценку для медианы.

Рассмотрим несколько результатов из имеющихся работ. Приводимая в работе [12]⁴⁾ оценка функции дожития для длительности безработицы в России в 1992–1994 гг. свидетельствует о медианной длительности в 14 месяцев. Гроган и ван ден Берг [13] дают оценку функции дожития с медианой на уровне 7 месяцев (для выборки безработных, производимой согласно методологии МОТ). Согласно Карцевой [2], медианная длительность безработицы в период 1994–2000 гг. оценивается как 17,9 месяцев. Как видно, разные исследователи дают весьма различные оценки.

⁴⁾ Приводимые результаты взяты из оценок Каплана – Мейера для функций дожития, приводимых в работах [12, 13].

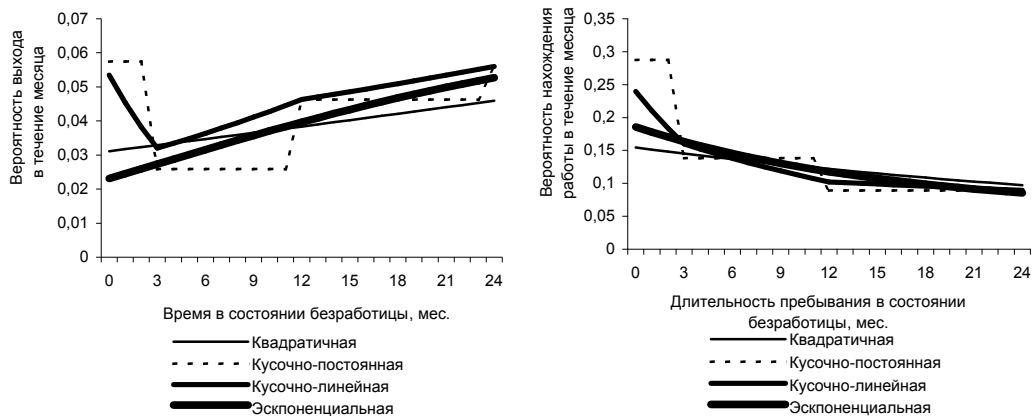
К сожалению, мы не смогли оценить длительность безработицы для 1992–1994 гг. из-за отсутствия данных, но для выборки 1994–1996 гг. без учета временной зависимости мы получили оценку медианы в 5,3 месяца, а для выборки 1994–2000 гг. – 7,2 месяца (оценки получены с использованием линейной интерполяции). Как видно, результаты более чем вдвое ниже, чем в работе Карцевой [2].

Модель без учета временной зависимости (с функциями $\varphi_E(t)$ и $\varphi_N(t)$, равными константе) оценивалась по объединенным выборкам дважды: до исключения «неопытных» индивидов и после. Оказалось, что средняя длительность безработицы почти не меняется в зависимости от того, включались ли «неопытные» индивиды в выборку или нет. Однако оценки, полученные по выборке, состоящей только из «опытных» респондентов, свидетельствуют о том, что для них относительно больше вероятность нахождения работы и меньше вероятность выхода из рабочей силы.

Оценивание с учетом временной зависимости проводилось по объединенным панелям: отдельно для 1994–1996 гг. и для 2000–2005 гг. Так как для учета временной зависимости необходима информация о дате последнего увольнения, индивиды без опыта работы не входили в эти выборки.

При оценке кусочно-заданных функций использовались следующие временные промежутки: 0–11 мес., 12–23 мес., 24–35 мес., 36–47 мес., 48 и более месяцев для выборки 1994–1996 гг. и 0–2 мес., 3–11 мес., 12–23 мес., 24–35 мес., 36 и более месяцев для выборки 2000–2005 гг.

Результаты, полученные с использованием различных функций временной зависимости $\varphi_E(t)$ и $\varphi_N(t)$, приведены на рис. 1–3.



а) Оценки вероятности выхода из состава рабочей силы, 2000–2005 гг.

б) Оценки вероятности нахождения работы, 2000–2005 гг.

Рис. 1. Оценки вероятностей выхода из состояния безработицы

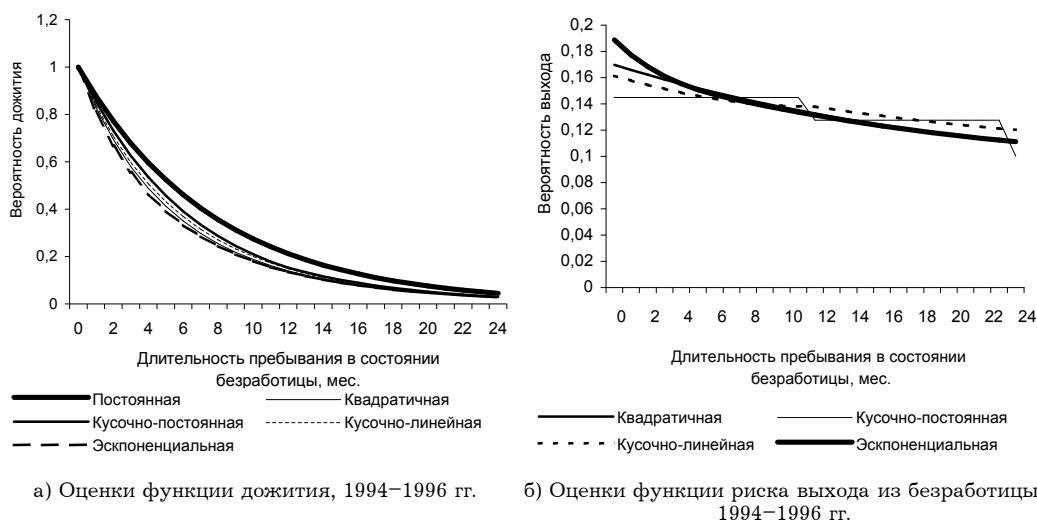


Рис. 2. Оценки функций риска и дожития с учетом временной зависимости в 1994–1996 гг.

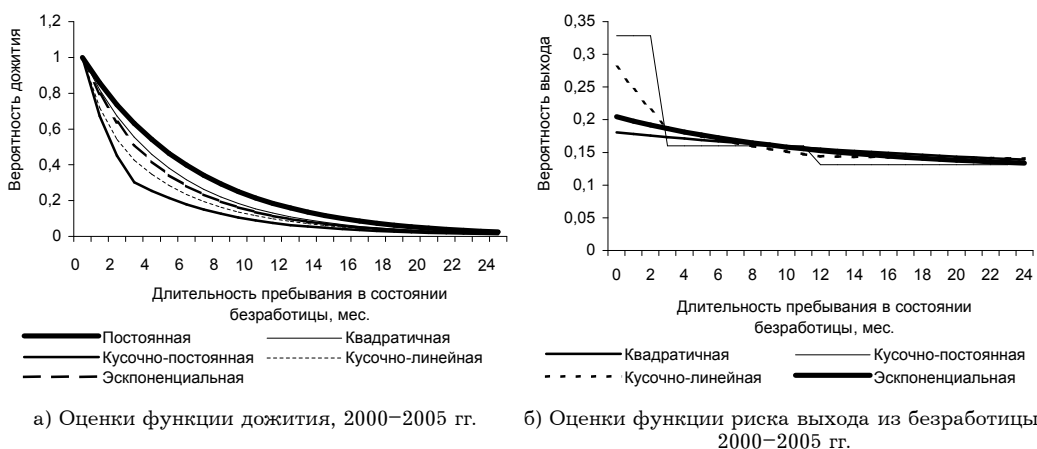


Рис. 3. Оценки функций риска и дожития с учетом временной зависимости в 2000–2005 гг.

Оценки закона распределения длительностей при различных спецификациях оказались весьма схожи. Согласно информационному критерию Акаике (табл. 4), наилучшим образом описывает данные модель с экспоненциальными функциями временной зависимости. Оценка математического ожидания неполного числа месяцев поиска работы по этой модели равна 5,5 месяца, а оценка медианы – 3,2 месяца для выборки 2000–2005 гг. Для ранней выборки эти показатели равны соответственно 6,1 и 3,4 месяца.

Таблица 4.

**Качество подгонки для различных спецификаций
функций временной зависимости**

Спецификация	1994–1996 гг.		2000–2005 гг.	
	логарифм функции правдоподобия	AIC	логарифм функции правдоподобия	AIC
Постоянная	-593,37	1190,74	-1570,64	3143,28
Квадратичная	-572,28	1148,57	-1478,41	2962,82
Кусочно- постоянная	-567,70	1139,38	-1470,98	2951,95
Кусочно- линейная	-567,12	1138,25	-1471,77	2953,55
Экспоненциальная	-566,87	1137,74	-1471,95	2949,90

Как видно, вероятность выхода из безработицы падает с течением времени. Результат типичный, хотя и расходящийся с результатами предыдущих исследований по РМЭЗ. При этом вероятность нахождения работы убывает, а вероятность выхода из рабочей силы оценивается различными моделями по-разному: оценки по кусочно-заданным функциям $\varphi_E(t)$ и $\varphi_N(t)$ свидетельствуют о том, что в первые месяцы эта вероятность высока, затем резко падает, после чего постепенно растет примерно до первоначального уровня (при анализе выборки 2000–2005 гг.). В то же время квадратичная и экспоненциальная формы модели не замечают спада вначале и дают возрастающую функцию риска выхода из рабочей силы. Вероятно, это различие объясняется недостаточной гибкостью квадратичной и экспоненциальной спецификаций.

Оценки по выборкам 1994–1996 гг. и 2000–2005 гг. оказались весьма схожи, хотя меньший объем первой выборки не дает возможности использовать гибкую спецификацию, позволившую бы точнее оценить временную зависимость в первые месяцы поиска работы. Соответственно, все модели свидетельствуют о росте вероятности выхода из рабочей силы с течением времени. Модели с кусочно-заданной временной зависимостью свидетельствуют о том, что вероятность выхода из безработицы после двух лет сходится к некоторому устойчивому значению. Экспоненциальная модель дает такие же результаты, что, впрочем, является просто следствием спецификации (так же как квадратичная модель этим результатам противоречит – согласно такой спецификации, функция риска обязательно стремится к единице или нулю).

Согласно опубликованным результатам обследования населения по проблемам занятости, средняя продолжительность незавершенных состояний безработицы в период 2000–2005 гг. составляла 8–9 месяцев. Однако полученные нами оценки средней длительности безработицы (5,5 месяца) не расходятся с данными официальной статистики Российской Федерации. Объясняется это следующим образом. Известно, что в случае отсутствия временной зависимости и неоднородности индивидов средние продолжительности незавершенных и завершенных состояний

совпадают [18], если же существует отрицательная временная зависимость, незавершенные состояния в среднем длиннее завершенных [10, р. 1144]⁵⁾.

Кроме того, в нашу выборку не входили представители крайних возрастных групп и те, кто не работал по состоянию здоровья. Соответственно, средняя продолжительность безработицы в нашей выборке должна быть несколько ниже, чем в выборке ОНПЗ, так как для исключенных групп вероятность нахождения работы, скорее всего, относительно низка.

Тем не менее полученные оценки несколько выше тех, что приводит Минтруда России. Дело в том, что продолжительность зарегистрированной безработицы ниже продолжительности безработицы, определяемой по методологии МОТ, так как прекращение регистрации не означает прекращения поиска работы.

Наибольшее различие наблюдается при сравнении наших оценок и оценок других исследователей РМЭЗ.

Такие расхождения проявились даже в рассмотренной упрощенной модели, игнорирующей индивидуальные характеристики безработного и его социально-экономического окружения. Учет этих показателей, который мы планируем осуществить в дальнейшем, может усугубить эти расхождения.

Заключение

В настоящей статье объясняется, почему результаты предыдущих исследований безработицы по данным РМЭЗ, относящиеся к средней продолжительности безработицы и характеру временной зависимости вероятности прекращения поиска работы, не согласуются с результатами Росстата и Минтруда. Нам представляется, что подобные рассогласования могут вызывать трудности при выработке управленческих решений, нацеленных на решение проблемы безработицы, особенно длительной. Мы высказываем и статистически проверяем гипотезу о том, что наблюдаемые расхождения в оценках являются следствием смещения отбора, возникающего при попытке применить классические методы анализа длительностей к анализу данных опросов населения. Полученные нашим методом оценки средней продолжительности безработицы согласуются с данными Росстата и Минтруда России и значительно ниже оценок, полученных ранее различными исследователями данных РМЭЗ.

Второй важный результат работы – это метод анализа, позволяющий получить оценку средней длительности безработицы и функции риска для двух различных направлений выхода из состояния безработицы: перехода в занятость и выхода из состава рабочей силы.

Предложенный метод позволяет в дальнейшем учесть влияние объясняющих переменных и проверить ряд важных гипотез по данным РМЭЗ о том, какими причинами может быть обусловлена продолжительная безработица и переход в состояние экономической неактивности, и при помощи каких механизмов может быть стимулирован и ускорен переход в занятость.

Метод может быть использован также для исследования длительностей других состояний по данным панелей опросов населения (анализ брачной стабильности, продолжительности курения и др.).

⁵⁾ То, что незавершенные состояния в среднем оказываются такими же или даже более длительными, чем завершенные, может показаться неправдоподобным, однако стоит учесть, что на продолжительность незавершенных состояний влияет эффект отбора: момент опроса населения скорее застанет более продолжительные состояния безработицы.

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Беккер Г. Человеческое поведение: экономический подход. Избранные труды по экономической теории. М.: ГУ ВШЭ, 2003.
2. Карцева М.А. Влияние образования на вероятность нахождения работы в России: Препринт BSP/2002/058R. М.: Российская экономическая школа, 2002.
3. Маркова К.В., Роцин С.Ю. Поиск работы на российском рынке труда. М.: ТЕИС, 2004.
4. Нестерова Д., Сабирьянова К. Инвестиции в человеческий капитал в переходный период в России. М.: РПЭИ, 1998. Сер. «Научные доклады». № 99/04.
5. Обзор занятости в России. Выпуск 1 (1991–2000 гг.) М.: Бюро экономического анализа, 2002.
6. Савинцева О.С. Анализ длительностей до момента прекращения // Международная научная студенческая конференция. Новосибирск: НГУ, 2001.
7. Сайт федеральной службы государственной статистики. <http://www.gks.ru>
8. Baker G.M., Trivedy P.K. Estimation of Unemployment Duration from Grouped Data: A Comparative Study // Journal of Labor Economics. 1985. Vol. 3. № 2. P. 153–174.
9. Burdett K., Lagos R., Wright R. An On-the-Job Search Model of Crime, Inequality, and Unemployment. Penn Institute for Economic Research, 2003.
10. Carlson J.A., Horrigan M.W. Measures of Unemployment Duration as Guides to Research and Policy: Comment // The American Economic Review. 1983. Vol. 73. № 5. P. 1143–1150.
11. Corak M., Heisz A. Alternative Measures of the Average Duration of Unemployment // Review of Income and Wealth. Series 42. № 1. P. 63–74.
12. Foley M.C. Determinants of Unemployment Duration in Russia. Yale University, 1997.
13. Grogan L., van den Berg G. The Duration of Unemployment in Russia. University of Amsterdam, 1999.
14. Heckman J., Singer B. A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data // Econometrica. 1984. Vol. 52. № 2. P. 271–320.
15. Kiefer N.M. Economic Duration Data and Hazard Functions // Journal of Economic Literature. 1988. Vol. 26. № 2. P. 646–679.
16. Neumann G.R. Search Models and Duration Data // Handbook of Applied Econometrics. Ch. 4. 1995.
17. Nickell S.J. Estimating the Probability of Leaving Unemployment // Econometrica. 1979. Vol. 47. P. 1249–1266.
18. Salant S.W. Search Theory and Duration Data: A Theory of Sorts // The Quarterly Journal of Economics. 1977. Vol. 91. № 1. P. 39–57.