

ПРАКТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

Страх безработицы и гибкость заработной платы в России¹⁾

Гимпельсон В.Е., Капелюшников Р.И., Ратникова Т.А.

Данная работа посвящена изучению связи между представлениями людей о состоянии экономики и их экономическим поведением. Эта проблема рассматривается на примере формирования представлений о безработице и их влияния на адаптацию работников на рынке труда.

Используя данные РМЭЗ за 1994–2000 гг., авторы показывают, что в начале этого периода страх безработицы формировался экзогенно по отношению к реальной ситуации на рынке труда. Наряду с фактической безработицей он был значимым фактором понижающего давления на реальную заработную плату. По мере развития реформ социальное обучение населения снижало значение страха как автономного от безработицы механизма адаптации на рынке труда. Основные выводы работы подтверждены эконометрическими расчетами, использующими как МНК-оценки на данных типа cross-section за отдельные годы, так и оценки панельных регрессий с индивидуальными эффектами.

¹⁾ Авторы признательны за советы и комментарии А. Белянину, И. Денисовой, Л. Гудкову, Э. Ершову, Г. Канторовичу, Х. Леману, В. Магуну, В. Радаеву, П. Ратлэнду, С. Роцину, К. Сабирияновой, Дж. Эрлу, а также Т. Бандюковой за помощь в подготовке данных. Работа над статьей была поддержана грантом Агентства международного развития США (SEGIR EP Contract No. PCE-I-00-00-00014-00, reference Russia Task Order № 803 Improvement of Economic Policy Through Think Tank Partnership Project). Содержащиеся в работе мнения и выводы принадлежат авторам и не обязательно отражают позицию АМР США.

Гимпельсон В.Е. – к.э.н., директор Центра трудовых исследований ГУ ВШЭ.

Капелюшников Р.И. – д.э.н., ведущий научный сотрудник Института мировой экономики и международных отношений, заместитель директора Центра трудовых исследований ГУ ВШЭ.

Ратникова Т.А. – к. ф.-м. н., доцент кафедры математической экономики и эконометрики ГУ ВШЭ, старший научный сотрудник Центра трудовых исследований ГУ ВШЭ.

Статья поступила в Редакцию в мае 2003 г.

Страх – это когда непонятно.

А. П. Чехов. Страх

The only thing we have to fear is fear itself

F.D. Roosevelt. Inaugural address

(March 4, 1933)

1. Страх безработицы: в чем проблема?

Каждому с детства известна поговорка: «Волков бояться – в лес не ходить». В конечном счете неважно, есть ли в лесу волки; главное верить в то, что они там могут быть. Страх – вне зависимости от того, отражает ли он реальную ситуацию или нет – парализует действие. Новые социальные и экономические явления, не до конца понятные и еще не освоенные личным опытом, также могут рождать страх. Этот тривиальный вывод относится к различным сферам человеческой деятельности. Исследователи констатируют значительную устойчивость показателей страха или тревожности на всем протяжении периода массовых опросов в России в 1990-е гг. [1].

Страх безработицы – один из наиболее сильных страхов постсоветского периода. Как показывают исследования социологов, катастрофизм в сознании людей можно рассматривать как естественную реакцию на внезапное разрушение экономических и социальных основ советского жизненного уклада и базовых ценностей, ставших привычными и естественными для многих поколений. Ожидание «конца света» широко распространилось среди россиян; при этом различные «частные» страхи успешно дополняли друг друга, еще более усиливая общий катастрофизм ожиданий. Страх безработицы был одним из важных составных элементов такой картины мира [4].

Л. Гудков пишет, что страх связан с неопределенностью, в которой оказывается индивид, не знающий, что будет дальше и чего следует ждать. Он отражает уверенность индивида, что жизнь ему неподконтрольна и управляется иными силами. Ожидание худшего заставляет «сокращать объем желаемого, ценного, значимого, минимизировать свои требования и запросы к жизни». «В этом смысле ведущий мотив действия – не достичь чего-либо, приобрести что-то, а постараться не утратить то, что есть, на что могут покушаться социальные или иррационально-природные силы» [1, с. 53].

Отражая растерянность и ощущение беспомощности человека перед проявлением неподвластных и непонятных ему сил, различные частные страхи могут складываться в «букет», коррелируя друг с другом. Тогда люди, склонные к панике или испугу, будут демонстрировать полный или почти полный веер страхов вне связи с тем, каковы фактические основания для некоторых из них.

Так, независимо от того, велика ли безработица в реальности, страх перед ней может влиять на поведение людей на рынке труда. Возможная логика здесь проста: чем сильнее люди боятся потерять работу, тем сильнее они должны держаться за имеющееся место и тем выше у них должна быть склонность «платить» за стабильность имеющейся занятости. Это, в свою очередь, означает рост гибкости оплаты труда, увеличение вероятности ее относительного (а иногда и

абсолютного) снижения. При этом гибкость может проявляться в различных формах (например неполные или несвоевременные выплаты и т. п.). Как предположил один из авторов данной статьи, «исключительно сильный страх массового высвобождения и безработицы в России проник в массовое сознание и в поведение работников. Это стало дополнительным фактором, подталкивающим людей принять модель низкой заработной платы, составной частью которой являются задолженность по зарплате» [7]. Хотя данное предположение и кажется правдоподобным, оно никогда не подвергалось строгой эмпирической проверке.

Цель данной статьи – проанализировать эволюцию страха безработицы в России за годы реформ и выявить его влияние на функционирование рынка труда. Другими словами, мы попытаемся ответить на взаимосвязанные вопросы о том, как формировался и распространялся страх безработицы, что влияло на его интенсивность и как это отражалось на величине и гибкости оплаты труда.

В современной теоретической и эмпирической литературе, посвященной рынку труда, ожиданиям его участников придается исключительно важное значение. Однако исследования, где использовались бы прямые данные об ожиданиях работников, крайне немногочисленны. Обычно ожидания выводятся задним числом из имеющейся информации об уже реализованных событиях. Так, вместо показателей, отражающих субъективные представления работников о риске остаться без работы, в качестве заменителей используются фактические данные об уровне безработицы, интенсивности вынужденных увольнений, количестве закрытых предприятий и т. п. Во многом это связано с трудностями прямого измерения ожиданий участников рынка труда. Однако при таком подходе неявно предполагается, что нам точно известно, каким объемом информации обладают работники и каким образом, исходя из нее, они формируют свои ожидания. Поэтому, как отмечают американские экономисты Ч. Мански и Дж. Строуб, стандартная практика выведения ожиданий из уже реализованных событий оказывается недостаточно надежной и уязвимой с методологической точки зрения [8].

В нашем исследовании предпринята попытка пойти по иному пути, отличному от общепринятого. Оно относится к сравнительно небольшому, но быстро растущему потоку литературы, где анализируется, под влиянием каких факторов формируются субъективные представления участников рынка труда и какое влияние это оказывает на их реальное поведение [5, 6, 8, 9, 10, 11]. Насколько нам известно, до сих пор такие исследования проводились только на примере зрелых рыночных экономик. Наша работа первая, где речь идет о роли страха безработицы в условиях переходной экономики.

Статья состоит из пяти частей. Сначала мы определяем проблему и намечаем пути ее обсуждения. Во второй части рассматриваем эволюцию страха безработицы в 1990-е гг. Третья посвящена анализу факторов, определяющих интенсивность и распространенность страха безработицы среди занятого населения. В четвертой части анализируется реакция показателей оплаты труда на изменение показателей страха. И, наконец, в заключении подводятся итоги.

Методология и данные

Для ответа на интересующие нас вопросы необходимы такие эмпирические данные, которые позволили бы не только дать всестороннюю картину эволюции страха безработицы среди работников, но и увязать показатели страха с показа-

телями заработной платы. Наиболее приспособленной (из имеющихся) для решения этих задач является база данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ)²⁾. Индивидуальная анкета РМЭЗ содержит как вопросы, относящиеся к измерению страха, так и многочисленные индикаторы заработной платы, а также данные о социально-демографических характеристиках респондентов.

Два вопроса анкеты имеют ответы, построенные по 5-балльной шкале, измеряют представления респондентов о вероятности потери работы и трудностях ее поиска. Мы интерпретируем их как индикаторы того, насколько опрошиваемые боятся безработицы. Отвечая на один вопрос, респондент должен сообщить, насколько его беспокоит то, что он *может потерять работу*. Другой ставит его в проективную ситуацию закрытия предприятия, на котором он работает. Респондента спрашивают, насколько он уверен, что в этом случае *сможет найти работу* не хуже имеющейся. На протяжении всего периода наблюдений между этими двумя типами оценок наблюдалась значимая положительная корреляция (коэффициент корреляции приближался к 0,5). Другими словами, те, кто больше опасался потерять нынешнюю работу, как правило, сильнее боялись, что не смогут найти новую.

В дальнейшем помимо этих частных «индексов страха» мы будем также пользоваться полученным на их основе «интегральным индексом». Поскольку приведенные вопросы характеризуют разные аспекты одного и того же явления, ответы на них, на наш взгляд, могут быть просуммированы в интегральный индекс. Он меняется в диапазоне от 2 баллов (наименьшее значение) до 10 (наивысшее значение).

Респонденты РМЭЗ должны также предоставлять широкий спектр информации о заработной плате, в частности о сумме зарплаты, полученной в прошлом месяце, о наличии и величине задолженности.

Панельная природа РМЭЗ открывает возможности динамического анализа интересующих нас зависимостей между страхом безработицы, личностными характеристиками занятых и заработной платой. В нашем распоряжении есть данные за 1994, 1995, 1996, 1998, 2000 и 2001 гг. Мы будем пользоваться данными с двухгодичным интервалом (1994, 1996, 1998, 2000). Сбор данных проводился в последнем квартале каждого года.

2. Эволюция страха

Субъективное восприятие угрозы безработицы (независимо от ее фактического уровня) может быть мощным фактором, снижающим требования работников к работодателю и повышающим их терпимость к ухудшению условий занятости. Другими словами, потенциально оно является сильным антиинфляционным средством и способно существенно снижать уровень резервируемой заработной платы [6]. Страх складывается из сочетания ожидания работниками нарастания трудно-

²⁾ РМЭЗ представляет собой единственное в России представительное панельное обследование семей. Оно проводится международным консорциумом организаций при участии Института социологии РАН начиная с 1994 г. Подробная информация о РМЭЗ и первичные данные представлены на сайте: <http://www.crc.unc.edu/projects/rllms/home.html>. Особенности данных РМЭЗ для изучения рынка труда см. в [3].

стей в поддержании занятости (роста безработицы) и ощущения ими слабости собственных конкурентных позиций на рынке труда. Последняя проявляется в неспособности занятых по найму индивидуально или коллективно противостоять ухудшению условий занятости.

В рыночной экономике безработица выполняет целый ряд важных функций. Среди них функция сдерживания инфляции. Снижение безработицы ниже некоторого «естественного» уровня (NAIRU) вызывает рост заработной платы, который разгоняет инфляцию. И наоборот, рост безработицы подавляет инфляционные ожидания. Механизм этой связи понятен: высокая (или растущая) безработица подрывает рыночную власть работников, вынуждая их отказываться от требований повышения оплаты труда. Безработица (через опасения потерять работу и не найти новую) заставляет их идти на уступки работодателям. При этом в западных странах даже рядовой работник самой жизнью обучен разбираться и рационально реагировать на колебания экономической конъюнктуры. В этом смысле страх безработицы основан на информации и рационален. По сути он представляет прогноз возможных изменений в положении работника на рынке труда.

По-иному может складываться ситуация в переходной экономике. Советские люди воспитывались на идеологемах, которые изображали безработицу самой страшной социальной катастрофой. Картина длинной очереди на биржу труда из отчаявшихся людей была для многих символом безжалостного капитализма, знакомым с начальной школы. При этом к началу горбачевской перестройки личный опыт безработицы в Советском Союзе практически отсутствовал. Ни исследователи, ни, тем более, политики и журналисты не знали, что такое безработица на самом деле, каковы ее законы и механизмы, от чего она зависит и как меняется во времени. Однако то, что реформы – это значительная неопределенность уже в ближайшем будущем и высокая вероятность безработицы, чувствовали и считали практически все. Сверхмилитаризованная и «тяжелая» по своей структуре экономика, крайне низкая производительность труда, плохое качество и неконкурентоспособность продукции являлись отличительными особенностями советского народного хозяйства. Всем казалось, что лишь трюк этого ископаемого «динозавра» реформами, и взрыв безработицы практически гарантирован. За этим взрывом же маячил призрак новой социальной и политической смуты.

В конце 1980-х – начале 1990-х гг. катастрофические прогнозы нескончаемым потоком шли как от сторонников, так и от противников реформ, хотя их политическая мотивация и научные обоснования различались. (Например, во время обсуждения программы «500 дней» многие прогнозировали взрывной рост безработицы с апокалиптическими социальными последствиями, и эти соображения сыграли свою роль в принятии решения об отказе от программы.)

В конце 1991 г., когда наметился переход от словесных программ к реальным действиям, дискуссия в средствах массовой информации еще более активизировалась. Сторонники реформ предвидели быстрый рост массовой безработицы как результат успешных и глубоких экономических преобразований. Представители социальных министерств обращались к этим прогнозам, пытаясь добиться от правительства выделения дополнительных финансовых ресурсов и большего политического влияния. Пессимистические ожидания зачастую поддерживались, в частности экспертами МОТ, которые выступали за более социально-ориентированную и ведомую государством стратегию реформ. Противники реформ говорили о предстоящей безработице не иначе как о неизбежно надвигающейся «национальной

катастрофе». К сожалению, профессиональные исследователи рынка труда оказались неспособны предвидеть реальное развитие событий и остудить пыл и эмоции прогнозистов. Абсолютно доминировали крайне упрощенные представления о связи между динамикой производства и динамикой безработицы.

В итоге к началу реформ сложился консенсус крайних пессимистов всех сортов и идейных позиций, который «успешно» овладел сознанием широких слоев населения. Средства массовой информации стали активным транслятором и пропагандистом этих взглядов. Повлияло ли это на поведение людей на рынке труда? Об этом мы поговорим ниже.

Пока же отметим, что здесь напрашивается любопытная параллель с ситуацией на американском рынке труда, где в 1990-е гг., похоже, действовали сходные механизмы «дезинформации» работников средствами массовой информации. Опросы, проводившиеся в США в это десятилетие, зафиксировали резкое усиление страха перед безработицей – и это при том, что ее фактический уровень удерживался на чрезвычайно низкой по историческим меркам отметке. По мнению ряда наблюдателей, это могло быть связано с деятельностью прессы, одной из любимых тем которой сделались массовые увольнения персонала крупными компаниями [9]. Дело в том, что в США экономический кризис начала 1990-х гг. очень сильно затронул СМИ, где ситуация с занятостью действительно заметно ухудшилась. Экстраполируя ситуацию в своем «локальном» секторе на всю экономику в целом, журналисты и издатели могли заражать собственными страхами всех остальных: «Поскольку представления читателей о риске потери работы могут формироваться под воздействием сообщений прессы, нельзя исключить, что наблюдавшийся рост неуверенности в надежности существующих рабочих мест имел весьма отдаленное отношение к действительности или же вообще не имел к ней никакого отношения» [5].

Фактическая безработица и ее субъективное восприятие

Все прогнозы открытой безработицы в России оказались ошибочными, существенно зависив реальные тенденции ее роста. Хотя социальные издержки, заплаченные за переход к рынку, были исключительно велики, массовая безработица в ее «стандартной» и ожидавшейся форме пришла со значительным опозданием. Она росла с 5,2% в 1992 г. (когда впервые было проведено выборочное обследование занятости) до 8,1% в 1994 г. и далее до 13,3% в 1998 г. Достигнув пика в начале посткризисного 1999 г., безработица стала последовательно снижаться и к середине 2002 г. составляла 7,5%. Что же касается показателей регистрируемой безработицы, то они стабильно оставались очень низкими³⁾. Эволюция фактической безработицы показана в табл. 1.

Вместе с тем массовые обследования свидетельствуют о том, что страх безработицы являлся одной из наиболее устойчивых фобий переходного периода [1]. С конца 1980-х гг. ВЦИОМ регулярно задавал своим респондентам вопросы о субъективном восприятии безработицы. Респонденты сообщали о том, насколько, по их мнению, остра проблема безработицы, насколько сильно их беспокоит возможность потери работы, а также смогут ли они найти работу не хуже имеющейся в случае

³⁾ Подробнее о тенденциях безработицы в России см. в [3].

закрытия их предприятия. Табл. 2, содержащая данные мониторинга ВЦИОМа, показывает динамику этих показателей.

Таблица 1.

Динамика фактической безработицы в 1994–2000 гг., %

	1994	1995	1996	1998	2000
Уровень общей безработицы (по определению МОТ)	8,1	9,5	9,7	13,3	10,0
Уровень зарегистрированной безработицы	2,2	3,2	3,4	2,7	1,4
Уровень безработицы по данным РМЭЗ	7,7	8,1	9,7	10,9	8,6

Источник и методологические пояснения к данным таблицы см. [3], с. 87.

Таблица 2.

**Восприятие безработицы в массовом сознании
(% утвердительных ответов)**

	«Люди стали больше бояться потерять работу»	«Безработица относится к числу наиболее тревожащих проблем»	«Есть угроза значительного сокращения персонала на предприятии, где я работаю»	«Я могу потерять работу в связи с сокращением штатов, ликвидацией моего рабочего места или предприятия»*
Ноябрь 1989 г.	42	-	-	-
Ноябрь 1992 г.	70	-	-	-
Апрель 1993 г.	80	-	46	37
Август 1993 г.	80	-	47	41
Декабрь 1993 г.	-	-	-	37
Январь 1994 г.	82	-	48	-
Март 1994 г.	83	-	43	46
Июль 1994 г.	-	56	-	-
Сентябрь 1994 г.	-	26	-	38
Ноябрь 1994 г.	77	64	34	37
Март 1995 г.	81	66	35	43
Май 1995 г.	-	50	-	-
Июль 1995 г.	-	48	-	-
Январь 1996 г.	70	51	27	36
Май 1996 г.	-	55	-	-
Июль 1996 г.	-	-	33	38
Сентябрь 1996 г.	-	63	-	-
Январь 1997 г.	-	61	37	50

Продолжение таблицы

	«Люди стали больше бояться потерять работу»	«Безработица относится к числу наиболее тревожащих проблем»	«Есть угроза значительного сокращения персонала на предприятии, где я работаю»	«Я могу потерять работу в связи с сокращением штатов, ликвидацией моего рабочего места или предприятия»*
Июль 1996 г.		54	-	-
Сентябрь 1997 г.	-	-	29	35
Январь 1998 г.	-	60	-	-
Июль 1998 г.	-	65	-	-
Сентябрь 1998 г.	-	-	43	44
Ноябрь 1998 г.	-	77	-	-
Январь 1999 г.	-	60	-	-
Июль 1999 г.	-	64	-	-
Январь 2000 г.	-	49	-	-
Июль 2000 г.	-	51	-	-
Январь 2001 г.	-	43	-	-

* Сумма ответов «очень вероятно» и «вероятно».

Источник: данные ВЦИОМ, «Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены», различные выпуски.

Для конца 1980-х – начала 1990-х гг. был характерен значительный разрыв между реально фиксируемой безработицей и ее отражением в сознании людей. Уже в 1989 г., задолго до переломного 1992 г., общественное мнение фиксировало безработицу как уже существующую острую проблему. Тревога по поводу безработицы демонстрировала удивительную стабильность во времени и «автономность» от окружающей среды, хотя за этот период уровень фактической безработицы испытывал резкие изменения.

Данные РМЭЗ о динамике показателей страха за 1994–2000 гг. (см. табл. 3) во многом подтверждают вывод, сделанный выше. В конце 1994 г. около 60% респондентов выражали опасение потери работы и неуверенность в получении новой⁴⁾. К концу 1998 г. фактическая безработица почти удвоилась, а уровень страха, хотя и подрос, но на вполне умеренные (на этом фоне) 7–9 процентных пунктов.

Интенсивный процесс обучения людей реалиям рыночной экономики, который шел все это время, мог способствовать определенной демистификации безработицы и рационализации отношения к ней. Тем не менее складывается впечатление, что это отношение формировалось в значительной мере на внеэкономической и отчасти внерациональной основе.

⁴⁾ В это время фактический уровень общей безработицы составлял вполне терпимые 7%, а уровень регистрируемой – едва заметные 1,7%.

Таблица 3.

Страх потери работы в 1994–2000 гг., РМЭЗ, %

	1994	1996	1998	2000
<i>Представьте себе не очень приятную картину: организация, где вы работаете, по каким-либо причинам завтра закроется, и все работники будут уволены. Насколько вы уверены, что сможете найти работу не хуже той, на которой работаете сейчас?</i>				
Сумма ответов «не очень уверены» и «совсем не уверены»	61,5	63,0	68,1	53,6
<i>Насколько Вас беспокоит то, что Вы можете потерять работу?</i>				
Сумма ответов «очень беспокоит» и «немного беспокоит»	57,5	62,0	68,7	57,4

Региональное распределение фактической и ожидаемой безработицы

Существование значительного «зазора» между состоянием рынка труда и его восприятием в сознании людей подтверждается невысокой корреляцией между соответствующими региональными индикаторами. Поскольку регион проживания для каждого респондента РМЭЗ известен, то мы можем добавить в индивидуальные данные официальную информацию о состоянии соответствующих региональных рынков труда (примерно совпадающую по времени с моментом проведения обследований).

В табл. 4 представлена матрица корреляций индекса страха с различными показателями, характеризующими состояние региональных рынков труда. Среди них – показатели общей и регистрируемой безработицы, выбытия и найма персонала на крупных и средних предприятиях, а также наличия вакансий. Естественно предположить, что сильный страх должен быть положительно связан с уровнями безработицы и коэффициентом увольнений по инициативе администрации. Напротив, отрицательная связь должна прослеживаться с коэффициентами найма, увольнений по собственному желанию и вакансий. Знак коэффициента корреляции страха с общим показателем выбытия будет зависеть от соотношения между добровольными и вынужденными увольнениями.

Наиболее представительным из всех перечисленных выше показателей является уровень общей безработицы, определяемый по методологии МОТ. Из табл. 4 следует, что в 1994 г. корреляция между ним и индексом страха вообще была отрицательной, хотя и статистически незначимой. Хотя в последующих обследованиях корреляция становится значимой и положительной, ее величина остается невысокой. Только в кризисном 1998 г. распределение ожидаемой безработицы по регионам отдаленно соответствовало распределению фактической безработицы. Корреляция индекса страха с регистрируемой безработицей была значимой в 1994 и 1996 гг. и незначимой в последующие годы.

Связь с показателями найма отсутствовала в 1994 г., а с показателями увольнений – в 1994 и 1998 гг. В остальные годы коэффициенты корреляции, хотя и были статистически значимы, но имели невысокие значения. Корреляция с показателями добровольных увольнений была значимой в 1996 и 1998 гг., а с показателями вынужденных увольнений – в 1994 и 2000 гг. Единственный индикатор,

последовательно демонстрировавший статистически значимую связь с индексом страха и имевший теоретически ожидаемый знак, – это уровень вакансий. Однако и в этом случае абсолютная величина коэффициента корреляции оставалась достаточно невысокой.

Таблица 4.

Коэффициенты корреляции между интегральным индексом страха и различными показателями состояния региональных рынков труда в 1994–2000 гг., РМЭЗ

Показатели рынка труда	1994	1996	1998	2000
Уровень общей безработицы (по методологии МОТ) [+]	-0,014	0,072**	0,113**	0,077**
Уровень регистрируемой безработицы [+]	0,070**	0,069**	0,022	0,004
Коэффициент найма [-]	-0,013	-0,071**	-0,082**	-0,056**
Коэффициент выбытия [+/-]	-0,016	-0,050**	-0,015	-0,033*
Коэффициент увольнений по собственному желанию [-]	0,010	-0,033*	-0,056**	0,023
Коэффициент увольнений по инициативе администрации [+]	0,034*	-0,014	0,007	0,047**
Уровень вакансий [-]	-0,128**	-0,161**	-0,118**	-0,070**

** и * – одно- и пятипроцентный уровень существенности соответственно. В квадратных скобках показаны ожидаемые знаки.

В итоге мы можем констатировать существование устойчивого разрыва между фактическим состоянием региональных рынков труда и восприятием ситуации в сознании людей.

3. Анатомия страха

Итак, от каких обстоятельств зависит страх безработицы? Как он распределен среди занятого населения? Какие группы населения в наибольшей степени им затронуты? Насколько он устойчив во времени?

Табл. А1 (см. Приложение) показывает значения интегрального индекса страха за 1994–2000 гг. для основных социально-демографических и социально-экономических групп. Практически везде групповая динамика индекса во времени совпадает с его динамикой для всего населения. Индекс последовательно, но постепенно растет до своего максимума в 1998 г., а затем опускается примерно до значений 1994 г.

Характеристики индивида заметно влияют на значения интегрального индекса страха.

Женщины устойчиво сильнее боятся безработицы, нежели мужчины. Наиболее «напуганной» является возрастная группа 40–59 лет. У них индекс страха более чем на целый балл выше, чем у самой младшей возрастной группы. Страх тем сильнее, чем ниже образование. Респонденты тем меньше боятся безработицы, чем крупнее населенный пункт, где они живут. Максимальный уровень стра-

ха наблюдается в профессиональной группе служащих (группа 4 по ИСКО-88), затем следуют квалифицированные рабочие промышленности и неквалифицированные рабочие (группы 8 и 9). Чем дольше работник трудится у данного работодателя, тем больше он боится прекращения этих отношений.

Из этого описания можно предположить, что уровень страха отражает индивидуальную конкурентоспособность работника, а также спрос на определенные виды труда (профессии) на локальном рынке труда. Страх тем сильнее, чем уязвимее ожидаемые позиции работника на рынке труда, чем слабее его рыночная сила (*bargaining power*). Последняя во многом определяется его человеческим капиталом, за которым стоят приобретенное образование, накопленные знания и навыки.

Наблюдается и связь между уровнем страха и некоторыми характеристиками работодателя. Здесь одновременно могут иметь место два процесса. С одной стороны, формируется сегмент наиболее уязвимых рабочих мест. Они концентрируются на устаревших крупных предприятиях, в традиционных секторах, зависимых от поддержки государства и не готовых к открытой конкуренции. С другой стороны, происходит негативный отбор этими предприятиями наименее конкурентоспособных работников.

Например, работники более крупных предприятий обычно склонны больше опасаться потери работы. Работники «старых» предприятий (созданных свыше 10 лет назад) высказывают самые сильные опасения. Интересна и ассоциация страха работников с формой собственности предприятий, на которых они трудятся. Он сильнее у работников предприятий, полностью или частично принадлежащих государству. По-видимому, это отражает слабую конкурентоспособность основной массы рабочей силы, занятой в государственном секторе. Многие предприятия были приватизированы, и часть их акций была передана или продана работникам. Характерно, что респонденты-совладельцы таких предприятий выражали все более усиливающийся страх безработицы. И, наоборот, работники частных предприятий чувствовали себя относительно более уверенно.

Такое распределение более «пугливых» и менее «пугливых» по типам работодателей также отражает спрос со стороны последних на человеческий капитал разного качества. Новые сектора и новые частные предприятия притягивают к себе наиболее конкурентоспособную часть рабочей силы. Работа здесь дает дополнительные навыки, еще более усиливая конкурентоспособность работников. Соответственно страх перед неопределенностью сменяется у них более трезвой (и более спокойной) оценкой своих возможностей. В этом смысле мы наблюдаем пример негативного отбора: неконкурентоспособные предприятия «собирают» неконкурентоспособных работников. Одновременно это означает и сегментацию страха.

Связи между индексом силы страха и характеристиками работников и их работодателей представлены выше без учета возможного влияния других факторов. Реальная картина значительно более сложна и многомерна, поскольку влияния взаимно переплетены и одновременны. Рассмотренные переменные не являются абсолютно независимыми друга от друга, а определенным образом взаимодействуют друг с другом.

Более точно оценить независимый вклад каждого из факторов мы можем с помощью регрессии интегрального индекса страха (зависимая переменная) на переменные, отражающие социально-демографические характеристики работников, их работодателей и фактический уровень безработицы.

Анализ полученных результатов опирается на три основные гипотезы.

Согласно *гипотезе 1* страх безработицы значимо зависит от уровня фактической безработицы. Фактическая безработица в регионе, где проживает респондент, является одним из основных детерминант ее субъективного восприятия. В этом случае коэффициент при показателе безработицы должен быть положительным и статистически значимо отличаться от нуля.

Гипотеза 2 определяет страх как функцию величины и качества накопленного человеческого капитала (образование, профессия и специальный стаж), отражающего адаптационный потенциал работника на рынке труда. В этом случае уровень образования и квалификации работника, а также его трудовой стаж должны обратно влиять на интенсивность страха безработицы.

И наконец, *гипотеза 3* рассматривает интенсивность страха в зависимости от типа работодателя (размер, возраст, форма собственности) и, таким образом, она отражает нестабильность и уязвимость рабочих мест.

В принципе, предложенные гипотезы не исключают друг друга. Описываемые ими закономерности могут сосуществовать, взаимно усиливая друг друга. Для их проверки мы оценивали уравнения регрессии по данным типа cross-section следующего типа:

$$(1) \quad FEAR_i = b_0 + b_1 \cdot Unemp_i + b_2 \cdot X_i' + b_3 \cdot Z_i' + \varepsilon_i,$$

где $FEAR_i$ – индекс страха для i -го индивидуума⁵); $Unemp_i$ – уровень фактической безработицы в регионе проживания индивида i ; X_i' – набор личностных характеристик, отражающих его конкурентоспособность на рынке труда (пол, возраст и квадрат возраста, стаж и квадрат стажа, образование, профессиональная группа, регион проживания и др.); Z_i – вектор характеристик работодателя, у которого он работает (размер предприятия и его возраст); b – коэффициенты регрессии; ε_i – необъяснимый остаток. Поскольку обследования РМЭЗ растягиваются на несколько месяцев, в правую часть уравнения были также включены дамми-переменные, соответствующие месяцам, когда производился опрос отдельных респондентов.

Оценка производилась различными способами. Во-первых, методом наименьших квадратов. При этом мы для упрощения считали зависимую переменную (индекс страха) количественной. Во-вторых, методом максимального правдоподобия как ordered probit регрессии (поскольку зависимая переменная принимает дискретные упорядоченные значения). Для коррекции влияния гетероскедастичности использовались стандартные ошибки в форме Уайта. Для расчета использовались данные РМЭЗ для четырех временных точек – 1994, 1996, 1998, 2000 гг., покрывающих большую часть переходного периода. (К сожалению, у нас нет сопоставимых данных, относящихся к самому раннему этапу реформ – началу 1990-х гг.)

Полученные результаты представлены в табл. А2 (см. Приложение). Уравнения значимы для всех рассматриваемых лет, хотя доля объясняемой вариации индекса невелика и находится в пределах 12–13%. Поскольку оба метода дают в

⁵ В качестве зависимой переменной мы использовали как интегральный индекс страха (сумма частных индексов), так и частные индексы по отдельности. Полученные результаты во всех случаях оказываются очень близки. Поэтому в дальнейшем мы приводим только оценки с использованием интегрального индекса.

целом схожие результаты по знакам и значимости коэффициентов (прямое сравнение самих значений коэффициентов невозможно), то для простоты изложения мы ограничимся обсуждением оценок, полученных методом наименьших квадратов.

В 1994 г. коэффициент регрессии при показателе безработицы незначимо отличался от нуля. В 1996 г. этот коэффициент также был незначим. Однако уже в 1998 г., когда уровень фактической безработицы достиг максимума, значение соответствующего коэффициента в уравнении (1) стало и положительным, и отличным от нуля с вероятностью более 99%. В 2000 г. этот коэффициент оставался значимым, но на пятипроцентном уровне.

Подытоживая, мы можем констатировать, что в 1994 и 1996 гг. влияние фактической безработицы на страх практически отсутствовало. В 1998 и 2000 гг. оно проявилось, но в первом случае было более сильным, чем во втором. Такая неровная динамика может объясняться, в частности, процессом социального обучения населения, который активно шел все эти годы, а также заметным скачком фактической безработицы на рубеже 1998–1999 гг., связанным с кризисом. Тем не менее даже в эти годы влияние фактической безработицы было достаточно слабым: так, для увеличения страха на один балл требовалось, чтобы уровень безработицы в регионе вырос на 8–18 процентных пунктов!

Теперь обратимся к индивидуальным характеристикам работников, которые могут отражать их конкурентоспособность на рынке труда. Это, прежде всего, показатели профессиональной принадлежности, уровня образования, а также стажа у данного работодателя. Профессиональная принадлежность (на уровне агрегированных групп по ИСКО-88) влияла на интегральный индекс страха лишь для полярных категорий, располагавшихся по краям профессиональной шкалы. В 1994–1996 гг. коэффициенты были отрицательны и статистически значимы для руководителей и специалистов высшего и среднего уровня. В 1998–2000 гг. эти различия исчезли. В то же время в этот подпериод более сильный страх стали испытывать рабочие средней квалификации: в среднем они опасались безработицы примерно на 0,5 балла больше, чем даже неквалифицированные рабочие, выбранные в качестве референтной группы.

Влияние образования было статистически заметно во все годы наблюдения. Лица с более высоким образованием чувствовали себя намного увереннее.

Ни продолжительность стажа работы у данного работодателя, ни стаж в квадрате не отражались на страхе перед безработицей.

К этой же группе переменных примыкают показатели пола и возраста. Хотя они и не являются прямыми характеристиками человеческого капитала, в силу имеющихся гендерных и возрастных асимметрий, они косвенно характеризуют конкурентоспособность работников на рынке труда. Мужчины и молодые люди, при прочих равных условиях, боялись безработицы относительно меньше. С возрастом страх безработицы усиливался: уровень страха у каждого следующего поколения был примерно на 1 балл сильнее, чем у предыдущего. Однако нарастание тревоги с возрастом происходило затухающим темпом (об этом свидетельствует отрицательный знак при переменной *возраст в квадрате*).

И наконец, в какой мере характеристики рабочих мест провоцируют страх, вселяя в работников, их занимающих, чувство неуверенности? Можно предположить, что менее стабильные и более уязвимые рабочие места, в большей мере открытые для рыночной конкуренции, будут усиливать страх безработицы у тех, кто на них занят. Однако ни возраст предприятия, ни его размер не оказывали

устойчивого (во времени) эффекта на восприятие работниками опасности потери работы. Можно говорить лишь о двух, хотя и недостаточно отчетливых тенденциях: страх усиливался с увеличением размера предприятия, но ослабевал с увеличением его возраста.

Обследования РМЭЗ носят панельный характер, что позволяет скомбинировать исходные данные в двухлетние сбалансированные панели: 1994–1996, 1996–1998, 1998–2000 гг. Прежде всего панельные данные дают возможность ответить на вопрос, насколько устойчивым является индивидуальный страх во времени (см. табл. 5).

Таблица 5.
Динамика распределения респондентов по интенсивности страха

	1994–1996	1996–1998	1998–2000
Число наблюдений	2733	2551	2646
Уровень страха не изменился, %	24	27	24
Сохраняется минимальный уровень страха, %	5,3	6,1	5,4
Сохраняется максимальный уровень страха, %	11,5	15,3	14,5
Уровень страха увеличился, %	42	45	24
Уровень страха упал, %	34	28	52

Практически неизменной остается доля людей, характеризующихся постоянным уровнем страха, из них 5–6% испытывают страх на минимальном уровне, и вдвое большее число людей находятся под влиянием страха максимального уровня, причем доля таких людей составляла 11,5% в 1994–1996 гг. и достигла 15,3% в 1996–1998 гг., слегка упав в 1998–2000 гг. до 14,5%. Эта последняя категория людей заслуживает в перспективе отдельного изучения.

Доля людей с возросшим уровнем страха составляла 42–45% в 1994–1998 гг. и упала почти в два раза до 24% в 1998–2000 гг. Доля лиц, для которых отмечается падение уровня страха, составляла 34% в 1994–1996 гг., упала до 28% в 1996–1998 гг., а затем возросла почти вдвое до 52% в 1998–2000 гг.

Последние два вывода вполне укладываются в рамки нашей гипотезы об эффекте постепенной социальной адаптации населения к новым условиям на рынке труда.

Панельные данные позволяют также существенно расширить и скорректировать те исходные представления об анатомии страха, которые были получены в ходе cross-section анализа. С их помощью можно, во-первых, учесть влияние ненаблюдаемых индивидуальных эффектов и устранить вызванное ими смещение, во-вторых, оценить значимость временных эффектов и, в-третьих, уточнить характер некоторых причинно-следственных связей.

Оцениваемое уравнение имеет вид:

$$(2) \quad FEAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Unemp_{it} + \beta_2 \cdot X'_{it} + \beta_3 \cdot Z'_{it} + \beta_4 \cdot d_t + \alpha_i + \varepsilon_{it},$$

где к переменным, представленным в уравнении (1) добавляются d_t – фиктивная переменная, соответствующая временному эффекту и принимающая значение 0

для первого и значение 1 для второго года в каждой панели, и α_i – переменная, отражающая специфический индивидуальный эффект, с помощью которой мы намереваемся элиминировать смещение гетерогенности.

Табл. А3 (см. Приложение) демонстрирует результаты оценивания трех панелей тремя альтернативными методами – методом наименьших квадратов, а также в рамках моделей со случайными и фиксированными эффектами. Для выбора наиболее адекватной модели используются тест Бройша – Пагана на наличие индивидуальных эффектов и тест Хаусмана, устанавливающий их природу.

Во всех трех моделях наблюдается наличие систематического индивидуального эффекта. Хотя оценки модели с фиксированными эффектами являются состоятельными, они, к сожалению, обладают низкой эффективностью (стандартные ошибки примерно вдвое выше, чем в других моделях), поскольку временная протяженность наших панелей ограничена двумя годами и, помимо этого, в модели мало переменных, существенно меняющихся со временем. При попытке построить более длинную панель возникает либо проблема истощения (если панель сбалансирована), либо оценки мало эффективны (если панель несбалансирована).

Что же касается влияния фактической безработицы, то оно прослеживается достаточно отчетливо. Будучи незначимо для 1994–1996 гг., оно приобретает значимость в первых двух моделях для 1996–1998 гг. Наконец, для 1998–2000 гг. все три модели говорят о существенном влиянии фактической безработицы на индекс страха, причем в модели с фиксированными эффектами коэффициент при переменной безработицы оказывается едва ли не единственным, значимо отличным от нуля. Это хорошо согласуется с гипотезой о социальном обучении участников рынка труда, высказанной ранее.

Особого внимания заслуживает анализ временного эффекта, «схватываемого» дамми-переменной d , которая характеризует динамику влияния безработицы на страх во времени в рамках двухгодичной панели. Из табл. А4 (см. Приложение) видно, что в 1994–1996 и 1996–1998 гг. страх со временем усиливается (значение d положительно). Однако уже в 1998–2000 гг. соответствующий коэффициент становится отрицательным, т.е. страх падает, причем почти в полтора раза быстрее, чем он до этого рос.

В остальном полученные результаты практически совпадают с результатами cross-section анализа. Анализ панельных данных подтверждает, что при прочих равных условиях женщины боятся больше, чем мужчины; с возрастом страх нарастает, хотя и постепенно затухающим темпом; у городских жителей страх слабее, чем у сельских; обладание высоким образованием и высокой профессиональной квалификацией делает людей намного увереннее. Таким образом, большинство из сделанных ранее выводов остаются в силе.

Полученные нами результаты интересно сопоставить с результатами аналогичных американских исследований [5, 8]. В американском случае «анатомия» страха выглядит следующим образом:

- различия между мужчинами и женщинами практически отсутствуют;
- не прослеживается корреляция интегрального индекса страха с возрастом (из-за того, что составляющие этого индекса имеют тенденцию меняться в противоположных направлениях: если опасения лишиться имеющейся работы с возрастом ослабевают, то опасения не найти новой работы, не хуже прежней, наоборот, усиливаются);

- у цветного населения страх перед безработицей выражен сильнее, чем у белого;
- образование влияет на уровень страха отрицательно;
- более квалифицированные группы работников (например менеджеры) боятся безработицы меньше, чем менее квалифицированные;
- самозанятые чувствуют себя увереннее, чем наемные работники;
- работа в небольших по численности коллективах также сопровождается снижением уровня страха.

Как видим, резкие отличия существуют по таким демографическим переменным, как пол и возраст. Интересно также отметить, что анализ американских данных выявляет исключительно высокую неоднородность ожиданий безработицы внутри отдельных групп. Так, все включенные в анализ характеристики объясняют очень небольшую часть общей вариации в индивидуальных показателях страха – чуть более 10%. Это достаточно близко к оценкам, полученным нами.

В целом можно констатировать, что страх безработицы слабо зависит от объективных условий, в которых работники живут и работают. Например, он почти не связан с фактическим уровнем безработицы в регионах их проживания. Мало влияет на его интенсивность и то, на каких предприятиях работники заняты. Объективно существующая уязвимость рабочих мест практически не транслируется в страх. Последний формируется под воздействием иных обстоятельств. Каковы же они? Это характеристики самих работников. Оценивая внешние угрозы, они смотрят скорее на себя, чем на окружающие их объективные условия. Таким образом, страх безработицы в России в середине 1990-х гг. являлся преимущественно характеристикой самих работников, оставаясь экзогенным параметром по отношению к условиям занятости и показателям рынка труда.

4. Страх как механизм адаптации на рынке труда

В известных пределах страх безработицы может выступать субститутутом реальной безработицы, тормозя ее рост. По контрасту с понятием «самосбывающегося прогноза» можно было бы утверждать, что страх перед возможной безработицей действует по принципу «самонесбывающегося прогноза»: когда вероятность потери работы оценивается как очень высокая, работники готовы мириться с резким ухудшением условий оплаты; это позволяет им сохранить занятость, и в результате ожидаемое событие – переход в безработицу – так и не наступает. Причем оно не наступает не потому, что они начинают заблаговременно подыскивать запасные варианты, а потому, что изначально признают свое бессилие. Страх перед безработицей как бы берет на себя ее функции и тем самым делает ее «ненужной».

Оба механизма приспособления – через реальную безработицу и через страх перед ней – имеют свои плюсы и минусы. С одной стороны, механизм страха обеспечивает более прямой и быстрый путь для подстройки заработной платы к негативным шокам и к тому же свободен от многочисленных издержек, сопровождающих реальную безработицу. С другой стороны, делая работников более податливыми, он позволяет дольше удерживаться на плаву неэффективным предприятиям. В результате он может отрицательно сказываться на темпах реструктуризации занятости, тормозя перераспределение рабочей силы из менее перспективных отраслей и секторов в более перспективные. Кроме того, работник, дви-

жимый страхом безработицы, обычно хуже информирован о реальном положении дел на рынке труда, чем работник, столкнувшийся с этой проблемой на практике и знающий о ней не понаслышке, а по собственному опыту. Отсюда – высокая вероятность overshooting: опасение потерять работу может подталкивать к гораздо более сильному и глубокому снижению заработной платы, чем на самом деле требуется для предупреждения потери занятости. Похоже, именно такой сценарий и был реализован в российской экономике в переходный период.

В 1990-е гг. последствия, связанные с действием «механизма страха», активно обсуждались в США. На протяжении этого десятилетия темпы роста заработной платы оставались там крайне невысокими несмотря на резкое снижение безработицы. Многие наблюдатели видели одно из возможных объяснений этого парадокса в усилившемся страхе потери работы. Так, по мнению председателя Совета директоров ФРС А. Гринспэна, «...страх перед безработицей несомненно сыграл заметную роль в замедлении темпов роста оплаты труда, поскольку работники пытались сохранять свои рабочие места, соглашаясь на меньшую прибавку к заработной плате» [8]. А вот точка зрения бывшего министра труда США Р. Райха: «Заработная плата стоит на месте, потому что люди боятся просить прибавки. Они страшатся, что могут потерять работу» [5]. Согласно имеющимся эконометрическим оценкам, замедление ежегодных темпов роста заработной платы, которое наблюдалось в США в 1990-е гг., может быть практически полностью объяснено возросшим страхом перед безработицей [5].

Естественно предположить, что в условиях российской переходной экономики действие «механизма страха» также могло быть очень сильным.

Связь страха безработицы с некоторыми «зарплатообразующими» условиями занятости отражена в табл. 6.

Таблица 6.

**Страх безработицы в зависимости от наличия «нестандартной» занятости
в 1994–2000 гг., в баллах, интегральный индекс**

	1994	1996	1998	2000
Наличие задержек зарплаты				
Да	7,3	7,5	7,8	7,0
Нет	6,8	6,9	7,5	6,8
Наличие выплаты зарплаты в натуральной форме				
Да	7,4	7,7	8,1	7,3
Нет	7,0	7,2	7,6	6,8
Наличие вынужденных административных неоплачиваемых отпусков				
Да	7,8	7,9	8,2	7,6
Нет	6,9	7,2	7,6	6,8
Наличие дополнительной работы				
Да	5,6	6,0	6,4	5,4
Нет	7,1	7,3	7,8	6,9
Сокращение зарплаты или часов работы не по желанию индивида				
Да	7,3
Нет	6,8

Мы видим, что на протяжении всего периода наблюдений более сильный страх сочетался с наличием задержек зарплаты, выплатами в натуральной форме, с вынужденными административными отпусками, с сокращением часов работы не по инициативе работника. Отметим тот факт, что наличие дополнительной работы ассоциировалось с относительно более слабым страхом безработицы.

Для более строгой проверки гипотезы о влиянии страха безработицы на заработную плату мы вначале оценивали уравнения по данным типа cross-section в следующих спецификациях:

$$(3) \text{ LOGWAGE}_i = b_0 + b_1 \cdot \text{FEAR}_i + b_2 \cdot \text{UNEMP}_i + b_3 \cdot X_i' + b_4 \cdot Z_i' + \varepsilon_i,$$

$$(4) \text{ Pr}(\text{debt}_i = 1) = \text{Logit}(b_0 + b_1 \cdot \text{FEAR}_i + b_2 \cdot \text{UNEMP}_i + b_3 \cdot X_i' + b_4 \cdot Z_i' + \varepsilon_i),$$

где LOGWAGE_i – логарифм выплаченной месячной заработной платы для i -го индивидуума, debt_i в уравнении логит-регрессии – бинарная переменная, принимающая значение 1, если респондент имел задолженность по заработной плате, и 0 – в противном случае. Правые части приведенных уравнений идентичны по спецификации: FEAR_i – индекс страха для i -го респондента; UNEMP_i – уровень фактической безработицы в регионе его проживания; X_i' – вектор личностных характеристик данного индивида; Z_i' – вектор характеристик работодателя, у которого он работает; b – коэффициенты регрессии; ε_i – необъяснимый остаток. Добавим, что спецификация (4) использовалась и для оценки пробит-регрессии.

Данные РМЭЗ относятся к периоду высокой инфляции в российской экономике. В отдельные месяцы этого периода месячные темпы роста потребительских цен достигали 10–15% (например конец 1994 или 1998 г.). При этом в разных регионах темпы роста номинальной заработной платы могли заметно различаться. Поэтому номинальная заработная плата в нашем исследовании была дефлирована с помощью официальных месячных индексов потребительских цен для соответствующих регионов. Для многих респондентов в базе данных RLMS отсутствует информация о фактически полученных заработках. Для них уровень заработной платы оценивался исходя из данных об объеме и продолжительности имеющейся у них задолженности (метод, впервые предложенный К. Сабирьяновой), и в регрессии вводилась специальная дамми-переменная.

Результаты оценивания уравнения (3) представлены в табл. А4 (см. Приложение). Все уравнения значимы (см. значения F-критерия), но объясняемая доля вариации относительно невелика, особенно для 1996 г. Дополнительные тесты свидетельствуют о сильной гетероскедастичности данных для 1996 г., а также о структурной нестабильности и недостаточно полной спецификации модели. Качество спецификации можно было бы существенно улучшить, добавив в модель данные об отраслях, в которых заняты респонденты, но в базе РМЭЗ такая информация отсутствует. Влияние гетероскедастичности, как уже было сказано, учитывается при вычислении оценок стандартных ошибок, которые берутся в форме Уайта. Однако наличие перечисленных проблем может быть связано с сильной неоднородностью или гетерогенностью выборки. Учет этой так называемой индивидуальной гетерогенности возможен с помощью анализа панельных данных, результаты которого будут представлены ниже. Тем не менее некоторые предварительные выводы из регрессий на данных типа cross-section можно сделать уже сейчас.

В 1994 г. страх безработицы статистически значимо (с вероятностью выше 99%) влиял на заработную плату. Работник с индексом страха, равным 8 баллам, при прочих равных условиях, получал заработную плату на 10% ниже, чем ра-

ботник с индексом страха 3 балла! В то же время влияние фактического уровня безработицы также было существенным. В 1996 г. влияния ни той, ни другой переменной не ощущалось, но начиная с 1998 г. воздействие фактической безработицы становится заметным, тогда как уровень страха перестает играть какую бы то ни было роль. Повышение уровня общей безработицы на 1 процентный пункт сопровождалось сокращением заработной платы в 1998–2000 гг. почти на 9% в 2000 гг.

Обратимся теперь к анализу панельных данных (см. табл. А5 и А7 Приложения). Соответствующие уравнения в этом случае выглядят следующим образом.

$$(5) \text{LOGWAGE}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Unemp}_{it} + \beta_2 \cdot \text{FEAR}_{it} + \beta_3 \cdot X'_{it} + \beta_4 \cdot Z'_{it} + \beta_5 \cdot d_t + \alpha_i + \varepsilon_{it},$$

$$(6) \text{Pr}(\text{debt}_{it}=1) = \text{Logit} (\beta_0 + \beta_{1t} \cdot \text{Unemp}_{it} + \beta_2 \cdot \text{FEAR}_{it} + \beta_3 \cdot X'_{it} + \beta_4 \cdot Z'_{it} + \beta_5 \cdot d_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}).$$

Мы сохранили в (5) и (6) спецификации уравнений (3) и (4), добавив фиктивную переменную d_t для учета временного эффекта и переменную α_i , учитывающую специфический индивидуальный эффект.

Согласно оценкам, полученным методом МНК и на основе модели со случайными эффектами, индекс страха значимо и отрицательно влиял на заработную плату в 1994–1996 гг. Оценки для 1996–1998 и 1998–2000 гг. оказываются статистически незначимыми. Здесь также, как и для уравнения страха, оценки модели с фиксированными эффектами оказываются состоятельными, но они опять отличаются низкой эффективностью, что приводит к низкой значимости. Модель с фиксированным эффектом дает незначимые оценки коэффициентов при индексе страха для всех трех подпериодов.

Что же касается фактической безработицы, то оценки, полученные методом наименьших квадратов и на основе модели со случайными эффектами, показывают, что она существенно сдерживала рост заработной платы во все три подпериода. При этом ее количественный вклад заметно усилился в 1998–2000 гг. Оценки коэффициентов при уровне фактической безработицы в модели с фиксированным эффектом опять же незначимы за исключением 1998–2000 гг., где уровень значимости составляет 5%.

По-видимому, среди всех приведенных оценок наибольшего доверия заслуживают оценки модели со случайным индивидуальным эффектом, так как они получены с учетом влияния гетерогенности выборки, с одной стороны, и их качество не страдает ощутимо от недостатка переменных по времени регрессоров, с другой стороны.

Итак, мы видим, что относительная роль страха как силы, сдерживающей заработную плату, постепенно снижалась, а роль фактической безработицы, наоборот, возрастала. Эти процессы могли отражать совместный эффект обучения работников реалиям рынка труда, с одной стороны, и роста уровня и вариации фактической безработицы, с другой.

Другой аспект гибкости оплаты труда в российских условиях связан с феноменом задолженности по заработной плате. Само по себе это явление подробно рассмотрено в целом ряде работ [2], и в данном случае нас интересует лишь то, влияет ли страх безработицы у индивидов на вероятность несвоевременных выплат. Другими словами, повышает ли страх безработицы терпимость работников к появлению и сохранению задолженности по оплате труда.

В табл. А6 (см. Приложение) представлены результаты пробит- и логит-регрессий задолженности по заработной плате на данных типа cross-section. Из них видно, что и страх безработицы, и фактическая безработица значимо влияли на наличие задолженности в 1994 и 1996 гг. В 1998 и в 2000 гг. фактор страха перестал действовать, тогда как фактическая безработица продолжала оказывать заметное повышающее воздействие на вероятность невыплат.

К сходным выводам приводит анализ панельных данных (табл. А7 Приложения). Вероятность наличия невыплат значимо и отрицательно связана с индексом страха для двух первых подпериодов. Прирост уровня страха с 3 до 8 баллов повышал риск невыплат на 30% для 1994–1996 гг. и на 15% для 1996–1998 гг. Лишь в 1998–2000 гг. фактор страха полностью утратил значение. Влияние фактической безработицы ощущалось на протяжении всех трех подпериодов, причем по силе оно превосходило влияние ожидаемой безработицы.

Строго говоря, наш анализ пока не касается направленности причинно-следственных связей. Теоретически они могут идти в обоих направлениях – как от низкой заработной платы к чувству неуверенности на рынке труда, так и от сильного страха безработицы к заниженной оплате труда. Чтобы прояснить характер этих связей, мы также оценивали динамические зависимости, где вместо текущих значений индекса страха, уровня безработицы и заработной платы использовались их значения за прошлые периоды. В одном случае в качестве зависимой переменной принимался индекс страха, в другом – уровень заработной платы. Влияние на текущий уровень страха прошлой зарплаты оказывалось незначимым, тогда как влияние на текущий уровень зарплаты прошлого страха просматривалось достаточно отчетливо. Это дает дополнительные аргументы в пользу того, что влияние идет в основном от страха к уровню заработной платы, а не в обратном направлении. Другими словами, дело обстоит не так, что низкая оплата заставляет работников пессимистически оценивать свои шансы на рынке труда, а скорее наоборот – неуверенность в себе заставляет соглашаться с более низкой заработной платой. Разумеется, это всего лишь предварительный вывод, который нуждается в дополнительной более строгой проверке на более качественных данных.

Итак, страх потери работы мог вполне стать одним из факторов, заставивших людей в начале 1990-х гг. принять модель низкой зарплаты, частью которой стали и ее невыплаты. Страх побуждал людей изо всех сил держаться за «синицу в руках». И данный результат мало зависел от того, основывался этот страх на правильной информации или на искаженной.

Заключение

И представления людей о состоянии экономики, и их перспективные ожидания активно влияют на поведение людей, а соответственно на сами экономические тенденции. В данной статье мы попытались показать, как ожидания субъектов рыночной экономики отражаются на функционировании рынка труда.

В развитой рыночной экономике динамика страха безработицы следует за динамикой самой безработицы: их тенденции закоррелированы. Понижительный тренд в безработице смягчает страх, повышая тем самым переговорную силу работников, и соответственно ведет к росту зарплат. Последний, в свою очередь, через инфляцию издержек производителей останавливает снижение безработицы

и провоцирует ее рост. Рост безработицы усиливает страх у работников, ослабляя их позиции и заставляя умерять требования к оплате. Снижение или замораживание роста заработной платы сдерживает безработицу. Круг замыкается.

Как мы постарались показать в нашей работе, в российской экономике на начальном этапе реформ механизм рынка труда работал иначе. Связь между безработицей и страхом безработицы была разорвана. Последний транслировался в сознание людей извне рынка труда и вне связи с его реалиями. Динамика безработицы слабо отражалась на силе страха, который был стабильно высоким. Это само по себе стало фактором снижения реальной заработной платы, а через нее механизмом сдерживания роста безработицы.

Однако ситуация, когда безработица и ее восприятие в сознании людей были взаимно независимы, длилась относительно недолго. Результаты социального обучения в условиях рыночной экономики проявились уже к 1998 г. При этом и сама безработица достигла достаточно высоких значений. В итоге показатели фактической безработицы заняли свое место как значимые детерминанты страха, а автономное влияние последнего на параметры заработной платы стало незначимым.

Данная работа является лишь первой попыткой эмпирически «увязать» экономические представления и экономическое поведение в трансформирующейся России. Эта попытка сильно ограничена наличием и качеством данных, а также отсутствием развитой теории, которая могла бы направлять такое эмпирическое исследование. Дальнейшие шаги мы видим как в развитии теории, объясняющей поведение агентов рынка труда, и совершенствовании базы данных, так и в распространении анализа на более широкий спектр экономических представлений и поведенческих реакций.

* *
*
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Гудков Л. Страх как рамка понимания происходящего // Мониторинг общественного мнения. 1999. № 6 (44). С. 47.
2. Зарплата и расплата. Проблемы задолженности по оплате труда / Под ред. Т. Малевой. М.: Московский центр Карнеги, 2001.
3. Обзор занятости в России. 1991–2000 гг. Вып.1. М.: БЭА: ТЕИС, 2002.
4. Ядов В. Структура и побудительные индексы социально-тревожного сознания // Социологический журнал. 1997. № 3. С. 77–91.
5. Aaronson D., Sullivan D. The Decline of Job Security in the 1990s: Displacement, Anxiety, and Their Effect on Wage Growth // Economic Perspectives. 1998. Vol. 22. № 1. P. 17–43.
6. Blanchflower D. Fear, Unemployment and Pay Flexibility // The Economic Journal. 1991. № 101. P. 406–83.
7. Gimpelson V. The Politics of Labor-Market Adjustment in Russia // Reforming the State. Fiscal and Welfare Reform in Post-Socialist Countries / J. Kornai, S. Haggard, R. Kaufman (eds.). Cambridge University Press, 2001. P. 42.
8. Manski C.F., Sullivan J.D. Worker Perceptions of Job Insecurity in the mid-1990s: Evidence from the Survey of Economic Expectations // NBER Working Paper. 1999. № 6908.

9. *Neumark D., Polsky D.* Changes in Job Stability and Job Security: Anecdotes and Evidence. Michigan State University, 1997. Mimeo.
10. *Schmidt S., Thompson C.* Have Workers' Beliefs about Job Security Been Keeping Wage Inflation Low? Evidence from Public Opinion Data // Milken Institute Working Paper. 1997.
11. *Stephens Jr.M.* Job Loss Expectations, Realizations, and Household Consumption Behavior // NBER Working Paper. 2003. № 9508.

Приложение 1.

Таблица А1.

**Интегральный индекс страха безработицы
в различных социально-демографических группах в 1994–2000 гг.,
в баллах**

	1994	1996	1998	2000
Средний уровень страха по выборке	7,0	7,3	7,7	6,9
Пол респондента:				
Мужской	6,5	6,9	7,3	6,5
Женский	7,5	7,6	8,0	7,2
Возраст, лет				
15–25	6,2	6,7	6,9	6,1
26–39	7,0	7,1	7,6	6,6
40–59	7,3	7,6	8,1	7,3
60–72	6,9	7,4	7,6	7,0
Законченное образование:				
Окончил 0–6 классов	7,5
Незаконченное среднее образование (7–8 классов)	7,4
Незаконченное среднее образование (7–8 классов) плюс дополнительное	7,4
Законченное среднее образование	7,1
Законченное среднее специальное образование	7,2
Законченное высшее образование и выше	6,4
Количество лет обучения:				
0–8	...	7,9	7,9	7,2
9–12	...	7,4	7,9	7,0
13–15	...	7,1	7,5	6,8
Свыше 15	...	6,5	7,1	6,3
Профессиональная группа:				
ИСКО1	5,8	5,3	7,1	6,6
ИСКО2	6,6	6,8	7,3	6,8
ИСКО3	7,0	7,3	7,9	6,9
ИСКО4	7,8	7,9	7,9	7,5
ИСКО5	7,0	7,3	7,8	6,5
ИСКО6	7,0	8,2	7,1	6,7
ИСКО7	6,8	7,2	7,5	6,6
ИСКО8	7,1	7,4	8,0	7,2
ИСКО9	7,4	7,5	7,9	6,9

Продолжение таблицы

	1994	1996	1998	2000
Тип населенного пункта:				
Областной центр	6,5	6,7	7,3	6,4
Город	7,2	7,5	7,9	6,9
Поселок городского типа	7,5	7,8	8,2	7,5
Село	7,6	7,8	8,0	7,4
Стаж на данном рабочем месте, лет:				
0-1	6,6	6,8	7,3	6,4
2-3	6,5	7,0	7,4	6,6
4-5	6,9	6,9	7,8	6,7
6-10	7,2	7,3	7,7	7,0
11-20	7,4	7,6	8,0	7,2
Свыше 20	7,4	7,8	8,2	7,5
Численность занятых, человек				
До 25	6,9	7,3	7,6	6,8
26-100	6,9	7,2	7,6	6,7
101-500	7,1	7,2	7,9	6,9
501-1000	7,0	7,1	7,4	7,2
Свыше 1000	7,2	7,4	7,8	7,0
Возраст предприятия, лет:				
До 1	...	6,9	6,9	7
2-3	...	6,5	7,2	6,3
4-5	...	6,7	7,4	6,1
6-10	...	6,8	7,4	6,3
Свыше 10	...	7,3	7,7	7,0
...
Собственники или совладельцы предприятия:				
<i>Государство</i>				
Да	7,1	7,3	7,7	6,9
Нет	6,7	7,0	7,5	6,6
<i>Иностранные фирмы или иностранные частные лица</i>				
Да	6,5	6,9	7,3	7,0
Нет	7,0	7,3	7,7	6,8
<i>Российские частные лица, коллектив предприятия или российские частные фирмы</i>				
Да	6,4	7	7,6	6,7
Нет	7,1	7,3	7,7	6,9
<i>Респондент – владелец или совладелец предприятия</i>				
Да	7,1	7,5	7,9	7,3
Нет	7,0	7,2	7,7	6,8

Примечание:

«...» означает нет данных (другая структура ответов).

Таблица А2.

**Коэффициенты регрессий индекса страха, метод наименьших квадратов
и ordered probit, cross-section данные за 1994, 1996, 1998 и 2000 гг.**

Fear	1994		1996		1998		2000	
	OLS	Oprobit	OLS	Oprobit	OLS	Oprobit	OLS	Oprobit
	coef.		coef.		coef.		coef.	
unemp	-0,0145 (0,027)	-0,0078 (0,012)	0,0082 (0,021)	0,0049 (0,009)	0,1230 (0,023)	0,0428 (0,007)	0,0548 (0,023)	0,0148 (0,010)
isco_1	-0,8650 (0,305)	-0,3705 (0,134)	-1,4692 (0,394)	-0,6352 (0,180)	-0,5048 (0,216)	-0,2485 (0,104)	-0,1166 (0,189)	-0,0653 (0,087)
isco_2	-0,4578 (0,145)	-0,2074 (0,065)	-0,4115 (0,147)	-0,1965 (0,067)	-0,3537 (0,146)	-0,2028 (0,071)	0,0321 (0,148)	0,0208 (0,068)
isco_3	-0,3446 (0,139)	-0,1794 (0,062)	-0,0903 (0,139)	-0,0472 (0,064)	0,0818 (0,139)	0,0209 (0,068)	0,0608 (0,140)	0,0389 (0,065)
isco_4	0,0376 (0,173)	-0,0193 (0,077)	0,2555 (0,171)	0,1092 (0,079)	-0,0132 (0,175)	-0,0199 (0,086)	0,4794 (0,181)	0,2186 (0,084)
isco_5	-0,1367 (0,168)	-0,0519 (0,075)	0,1254 (0,170)	0,0355 (0,078)	0,1225 (0,158)	0,0175 (0,077)	-0,2230 (0,156)	-0,0988 (0,072)
isco_6	0,0692 (0,475)	0,0311 (0,211)	0,5536 (0,488)	0,2925 (0,229)	-0,6054 (0,610)	-0,3775 (0,287)	0,1819 (0,422)	0,1271 (0,195)
isco_7	0,0018 (0,133)	-0,0228 (0,059)	0,1149 (0,136)	0,0422 (0,062)	0,0088 (0,141)	-0,0031 (0,069)	0,1962 (0,141)	0,0867 (0,065)
isco_8	0,1178 (0,134)	0,0242 (0,060)	0,1511 (0,133)	0,0633 (0,061)	0,4193 (0,132)	0,1727 (0,065)	0,5057 (0,133)	0,2294 (0,061)
city	-0,7576 (0,088)	-0,3527 (0,039)	-0,6330 (0,095)	-0,2841 (0,044)	-0,4244 (0,089)	-0,2123 (0,043)	-0,6511 (0,087)	-0,2987 (0,040)
gen	1,1859 (0,083)	0,5314 (0,037)	0,8403 (0,087)	0,3949 (0,040)	0,7949 (0,084)	0,4032 (0,041)	0,8057 (0,085)	0,3722 (0,039)
age	0,1291 (0,020)	0,0562 (0,009)	0,0924 (0,020)	0,0437 (0,009)	0,1228 (0,019)	0,0605 (0,009)	0,0987 (0,019)	0,0452 (0,009)
age2	-0,0014 (0,000)	-0,0006 (0,000)	-0,0008 (0,000)	-0,0004 (0,000)	-0,0012 (0,000)	-0,0006 (0,000)	-0,0008 (0,000)	-0,0004 (0,000)
diplom	-0,1283 (0,037)	-0,0577 (0,016)	-0,0651 (0,015)	-0,0295 (0,007)	-0,0502 (0,016)	-0,0241 (0,008)	-0,0582 (0,016)	-0,0260 (0,008)
stagna	-0,0151 (0,106)	-0,0017 (0,047)	0,0040 (0,110)	-0,0115 (0,050)	0,0219 (0,108)	0,0079 (0,053)	0,0795 (0,105)	0,0296 (0,048)
stagna2	0,0158 (0,015)	0,0060 (0,007)	0,0153 (0,016)	0,0085 (0,007)	0,0062 (0,015)	0,0034 (0,008)	-0,0030 (0,015)	-0,0003 (0,007)
drazm	0,1744 (0,076)	0,0840 (0,033)	0,0755 (0,087)	0,0422 (0,040)	0,1637 (0,081)	0,0808 (0,040)	0,2685 (0,079)	0,1280 (0,037)

Продолжение таблицы

Fear	1994		1996		1998		2000	
	OLS	Oprobit	OLS	Oprobit	OLS	Oprobit	OLS	Oprobit
	coef.		coef.		coef.		coef.	
dagepred			<u>-0,1484</u> (0,082)	-0,0459 (0,037)	-0,1618 (0,077)	-0,0775 (0,038)	-0,2074 (0,077)	-0,0975 (0,036)
Sep							-0,0457 (0,295)	0,0077 (0,136)
Oct			0,0108 (0,087)	0,0203 (0,040)	0,2902 (0,504)	0,0688 (0,238)	-0,1160 (0,098)	-0,0346 (0,045)
Dec	0,1952 (0,084)	<u>0,0699</u> (0,037)	0,4013 (0,344)	0,1413 (0,155)	0,0037 (0,092)	-0,0100 (0,045)	-0,9731 (0,393)	-0,3538 (0,178)
Jan	0,2007 (0,190)	0,0678 (0,084)			-1,6284 (0,659)	-0,7547 (0,315)		
регион обследования контролируется								
_cons	4,1024 (0,516)		5,0003 (0,499)		3,4899 (0,550)		3,7632 (0,487)	
Number of obs	4650	4650	3941	3941	3739	3739	4009	4009
F	22,120		16,680		15,21		18,91	
Prob > F	0		0		0		0	
R-squared	0,126		0,117		0,1161		0,1321	
LRchi2		633,26		482,630		467,4		560,46
Pseudo R2		0,0324		0,030		0,032		0,0329

Примечание: здесь и далее в таблицах, показывающих коэффициенты регрессии, жирным шрифтом обозначены результаты, значимые на 1-процентном уровне существенности, обычным шрифтом – значимые на 5-процентном уровне, курсивом с подчеркиванием – значимые на 10-процентном уровне и, наконец, курсивом – незначимые на 10-процентном уровне существенности. Обозначение переменных см. в Приложении 2.

Таблица А3.

Коэффициенты регрессии индекса страха, сбалансированные панели,
1994–1996, 1996–1998, 1998–2000, метод наименьших квадратов (OLS),
модели со случайным (RE) и фиксированным (FE) эффектами

Fear	1994–1996			1996–1998			1998–2000		
	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE
	coef.			coef.			coef.		
unemp	0,0030 (0,0176)	-0,0002 (0,0181)	-0,0388 (0,0317)	0,0381 (0,0144)	<u>0,0233</u> (0,0136)	-0,0064 (0,0188)	0,0886 (0,0143)	0,0786 (0,0135)	0,0569 (0,0182)
isco_1	-0,8909 (0,2997)	-0,7043 (0,3000)	0,0382 (0,4545)	-0,5173 (0,2159)	<u>-0,3775</u> (0,2134)	0,4241 (0,3435)	-0,4650 (0,1563)	-0,3435 (0,1622)	0,1884 (0,3219)
isco_2	-0,4357 (0,1194)	-0,3669 (0,1250)	0,0801 (0,2600)	-0,4787 (0,1159)	-0,4701 (0,1221)	0,1100 (0,2712)	-0,2844 (0,1139)	<u>-0,2337</u> (0,1220)	0,2318 (0,2953)
isco_3	<u>-0,1888</u> (0,1141)	-0,1253 (0,1193)	0,2957 (0,2382)	-0,0511 (0,1100)	-0,0462 (0,1144)	0,3195 (0,2280)	-0,0184 (0,1072)	0,0012 (0,1147)	0,2802 (0,2631)
isco_4	0,1321 (0,1375)	0,1144 (0,1432)	0,1164 (0,2692)	0,1262 (0,1348)	0,1291 (0,1425)	0,3073 (0,3036)	0,2125 (0,1355)	0,2073 (0,1453)	0,1676 (0,3172)
isco_5	0,0225 (0,1410)	-0,0002 (0,1485)	-0,1924 (0,3089)	-0,0584 (0,1332)	-0,0518 (0,1400)	0,2151 (0,2918)	-0,1339 (0,1240)	-0,1345 (0,1310)	-0,0442 (0,2838)
isco_6	0,3971 (0,3675)	0,2168 (0,3727)	-0,9834 (0,6575)	0,0176 (0,4122)	-0,0676 (0,4248)	0,0465 (0,9372)	-0,2681 (0,3773)	-0,3369 (0,3995)	0,1547 (0,8569)
isco_7	0,0318 (0,1106)	0,0931 (0,1154)	0,3139 (0,2266)	0,0007 (0,1103)	-0,0079 (0,1158)	0,0401 (0,2407)	0,0005 (0,1095)	0,0409 (0,1151)	0,1306 (0,2371)
isco_8	0,1059 (0,1086)	0,1457 (0,1140)	0,2598 (0,2248)	0,2428 (0,1052)	<u>0,2125</u> (0,1115)	0,1263 (0,2423)	0,4284 (0,1029)	0,4042 (0,1090)	0,1438 (0,2319)
city	-0,6885 (0,0730)	-0,6939 (0,0822)	(droppe d)	-0,4774 (0,0715)	-0,5025 (0,0805)	(droppe d)	-0,5067 (0,0676)	-0,5244 (0,0770)	-3,7395 (3,1555)
gen	1,0105 (0,0696)	0,9932 (0,0778)	(droppe d)	0,8483 (0,0682)	0,8094 (0,0762)	(droppe d)	0,8142 (0,0655)	0,8101 (0,0737)	-0,1527 (2,4193)
age	0,1207 (0,0168)	0,1185 (0,0185)	0,0826 (0,1350)	0,1037 (0,0159)	0,1003 (0,0176)	0,0982 (0,1354)	0,1154 (0,0153)	0,1127 (0,0170)	-0,1308 (0,1793)
age2	-0,0012 (0,0002)	-0,0012 (0,0002)	-0,0006 (0,0012)	-0,0010 (0,0002)	-0,0009 (0,0002)	0,0001 (0,0011)	-0,0011 (0,0002)	-0,0010 (0,0002)	0,0007 (0,0011)
diplom	-0,1320 (0,0310)	-0,1358 (0,0328)	-0,1287 (0,0786)						
educ				-0,0561 (0,0124)	-0,0522 (0,0131)	<u>0,0553</u> (0,0328)	-0,0371 (0,0126)	-0,0355 (0,0136)	0,0093 (0,0352)
stagna	0,0907 (0,0883)	0,0682 (0,0872)	-0,0462 (0,1332)	0,0701 (0,0858)	0,0865 (0,0858)	0,1710 (0,1388)	-0,0297 (0,0826)	-0,0226 (0,0824)	0,0668 (0,1327)
stagna2	0,0015 (0,0126)	0,0044 (0,0125)	0,0198 (0,0200)	0,0025 (0,0123)	-0,0007 (0,0123)	-0,0192 (0,0208)	0,0116 (0,0119)	0,0117 (0,0120)	-0,0007 (0,0201)

Продолжение таблицы

Fear	1994-1996			1996-1998			1998-2000		
	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE
	coef.			coef.			coef.		
drazm	0,1419 (0,0647)	0,0771 (0,0649)	-0,1956 (0,1007)	0,1614 (0,0669)	0,1071 (0,1083)	-0,1152 (0,1083)	0,1635 (0,0619)	0,1503 (0,0627)	0,0545 (0,1001)
dagepred				-0,1486 (0,0645)	-0,1513 (0,0999)	<u>-0,1844</u> (0,0999)	-0,0613 (0,0616)	-0,1234 (0,0618)	-0,3329 (0,0954)
d	0,4162 (0,1129)	0,3657 (0,1038)	0,3280 (0,2092)	0,4036 (0,1077)	0,4483 (0,0975)	0,3491 (0,2564)	-0,6174 (0,1137)	-0,5705 (0,1028)	-0,2589 (0,3332)
Регион и месяц обследования контролируются									
_cons	3,7682 (0,4134)	3,8966 (0,4472)	5,4959 (3,8505)	4,5331 (0,3992)	4,7806 (0,4268)	2,605279 (4,308148)	3,8318 (0,4038)	3,9890 (0,4303)	13,1403 (5,6284)
Number of obs	6410	6410	6410	6048	6048	6048	6309	6309	6309
F or Wald chi2	25,7	634,71	2,44	24,69	662,69	5,8	31,31	997,35	15,76
Prob > F (or chi2)	0	0	0,0005	0	0	0	0	0	0
Adj R-squared	0,1098	0,1138	0,0174	0,1145	0,1138	0,0488	0,1404	0,1442	0,1261
Hausman specification test		chi2(19)	38,04	chi2(21)	46,28		chi2(23)	54,64	
		Prob>chi2	0,0059	Prob>chi2	0,0012		Prob>chi2	0,0002	

Таблица А4.

**Коэффициенты регрессий заработной платы
на уровень фактической безработицы и индекс страха,
метод наименьших квадратов, cross-section данные за 1994, 1996, 1998 и 2000 гг.**

Logwage	1994	1996	1998	2000
	coef.			
fear	-0,0196 (0,006)	-0,0083 (0,010)	-0,0007 (0,008)	0,0053 (0,007)
unemp	-0,0441 (0,012)	<u>-0,0262</u> (0,014)	-0,0864 (0,012)	-0,0849 (0,009)
_cons	10,7048 (0,216)	13,1620 (0,333)	5,5462 (0,279)	5,4519 (0,207)
Number of obs	3516	1597	2514	3206
F(sign F)	40,89 (0)	5,4800 (0)	20,86 (0)	36,25 (0)
Adj R-squared	0,2603	0,0824	0,2068	0,2663

Профессия, город/село, пол, возраст, образование, стаж, размер и возраст предприятия, регион и месяц обследования контролируются

Таблица А5.

**Коэффициенты регрессии величины заработной платы
на уровень фактической безработицы и индекс страха безработицы,
сбалансированные панели, 1994–1996, 1996–1998, 1998–2000,
метод наименьших квадратов (OLS), модели со случайным (RE)
и фиксированным (FE) эффектами**

Logrealwage	1994–1996			1996–1998			1998–2000		
	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE
	coef.			coef.			coef.		
fear	-0,0219 (0,005)	-0,0138 (0,005)	<i>0,0122</i> (0,008)	<i>-0,0060</i> (0,005)	<i>-0,0017</i> (0,005)	<i>0,0114</i> (0,008)	<i>0,0005</i> (0,006)	<i>0,0031</i> (0,006)	<i>0,0121</i> (0,010)
unemp	-0,0299 (0,007)	-0,0274 (0,007)	<i>-0,0103</i> (0,013)	-0,0255 (0,006)	-0,0167 (0,006)	<i>0,0088</i> (0,008)	-0,0561 (0,007)	-0,0463 (0,007)	<i>-0,0190</i> (0,010)
d	<i>-0,0955</i> (0,043)	-0,1382 (0,040)	<i>-0,1806</i> (0,126)	-0,2616 (0,044)	-0,2786 (0,039)	<i>-0,2097</i> (0,103)	0,3835 (0,051)	0,4071 (0,048)	<i>0,3676</i> (0,197)
_cons	10,2464 (0,162)	10,1994 (0,175)	10,6170 (2,348)	4,6680 (0,167)	4,6567 (0,178)	7,3409 (1,733)	4,7208 (0,199)	4,7273 (0,210)	<i>3,6469</i> (3,709)
Number of obs	5741	5741	5741	5362	5362	5362	5119	5119	5119
F or Wald chi2	58,420	1595,530	5,38	45,240	1327,7700	10,6700	45,89	1489,32	13,42
R-squared	0,258	0,2565	0,0498	0,229	0,2270	0,1112	0,2453	0,244	0,1517

Профессия, город/село, пол, возраст, образование, стаж, размер и возраст предприятия, регион и месяц обследования контролируются

Таблица А6.

**Коэффициенты пробит- и логит-регрессий наличия задолженности
заработной платы на уровень фактической безработицы и индекс страха,
cross-section данные за 1994, 1996, 1998 и 2000 гг.**

Debt	1994		1996		1998		2000	
	Probit	Logit	Probit	Logit	Probit	Logit	Probit	Logit
	coef.		coef.		coef.		coef.	
fear	0,0390 (0,008)	0,064 (0,014)	0,0339 (0,009)	0,0566 (0,015)	<i>0,0119</i> (0,010)	<i>0,0197</i> (0,017)	<i>-0,0140</i> (0,010)	<i>-0,0208</i> (0,017)
unemp	0,0883 (0,015)	0,145 (0,025)	0,0631 (0,012)	0,1045 (0,021)	0,0761 (0,014)	0,1269 (0,023)	0,0464 (0,014)	0,0779 (0,023)
_cons	-1,9639 (0,293)	-3,271 (0,487)	-0,9399 (0,295)	-1,5853 (0,486)	<i>-0,8259</i> (0,335)	<i>-1,3709</i> (0,550)	-1,4287 (0,308)	-2,4620 (0,527)
Number of obs	4622	4622	3921	3921	3732	3732	4001	4001
LR chi2	496,83	499,010	550,5100	549,5400	416,6400	416,2700	405,03	409,050
Pseudo R2	0,0796	0,080	0,1043	0,1041	0,0848	0,0847	0,0835	0,084

Профессия, город/село, пол, возраст, образование, стаж, размер и возраст предприятия, регион и месяц обследования контролируются

Таблица А7.

Коэффициенты логит-регрессии наличия задолженности по заработной плате на уровень фактической безработицы и индекс страха безработицы, сбалансированные панели, 1994–1996, 1996–1998, 1998–2000, модели со случайным (RE) и фиксированным (FE) эффектами

Debt	1994-1996			1996-1998			1998-2000		
	Logit	Logit RE	Logit FE	Logit	Logit RE	Logit FE	Logit	Logit RE	Logit FE
	coef.			coef.			coef.		
fear	0,0618 (0,012)	0,0773 (0,016)	0,0655 (0,030)	0,0326 (0,013)	0,0461 (0,019)	0,0106 (0,032)	-0,0069 (0,013)	-0,0062 (0,017)	0,0450 (0,039)
unemp	0,1074 (0,017)	0,1300 (0,023)	0,0568 (0,051)	0,0842 (0,015)	0,0903 (0,021)	-0,0462 (0,031)	0,0767 (0,015)	0,0770 (0,019)	-0,0018 (0,033)
d	0,8449 (0,107)	1,1083 (0,138)	0,0589 (0,540)	-0,2595 (0,109)	<u>-0,2765</u> (0,147)	0,2376 (0,402)	-1,6741 (0,125)	-2,1699 (0,166)	-2,8145 (0,634)
_cons	-2,3319 (0,393)	-2,9931 (0,548)		-1,0516 (0,395)	-1,3334 (0,607)		-0,3952 (0,422)	-0,3275 (0,555)	
Number of obs	6382	6382	1982	6029	6029	1374	6295	6295	2240
LR chi2 or Wald chi2	936,47	506,42	382,3	705,6	381,97	46,57	1327,71	620,14	766,3
Pseudo R2	0,106			0,0886			0,1526		

Профессия, город/село, пол, возраст, образование, стаж, размер и возраст предприятия, регион и месяц обследования контролируются

Приложение 2.

Список переменных, использованных в регрессиях

fear – интегральный индекс страха безработицы;
 logwage – логарифм заработной платы;
 logrealwage – логарифм заработной платы в панельных регрессиях, дефлированной с помощью региональных помесечных индексов потребительских цен;
 debt – дамми-переменная наличия задолженности по заработной плате;
 unemp – уровень общей безработицы в регионе (по определению МОТ), %;
 isco_1 – isco_8 – дамми-переменные для профессиональных групп по классификации ISCO-88, isco_9 – референтная группа для сравнений;
 city – проживание в городе =1, в сельской местности = 0;
 gen – пол (мужчины =0, женщины =1);
 age и age2 – возраст (лет) и квадрат возраста;
 educ – число лет обучения;
 diplom – дамми-переменная наличия высшего образования;
 stagna и stagna2 – стаж работы на данном месте (лет) и квадрат стажа;
 drazm – размер предприятия (человек);
 dagepred – возраст предприятия (лет);
 d – дамми-переменная временного эффекта в панельных регрессиях;
 Sep – Jan – месяцы, в которые проводилось обследование.