

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ

О.Н. Мироненко

**ВЛИЯНИЕ ЗАКОНОДАТЕЛЬСТВА
О ЗАЩИТЕ ЗАНЯТОСТИ
НА РЫНОК ТРУДА:
ОПЫТ МЕЖСТРАНОВЫХ
СОПОСТАВЛЕНИЙ**

Препринт WP15/2009/03
Серия WP15

Научные труды Лаборатории
исследований рынка труда

Москва
Государственный университет – Высшая школа экономики
2009

М 64 **Мироненко О.Н. Влияние законодательства о защите занятости на рынок труда: опыт межстрановых сопоставлений:** Препринт WP15/2009/03. — М.: Изд. дом Государственного университета — Высшей школы экономики, 2009. — 88 с.

В работе содержится обзор основных достижений в области теории, методологии и результатов эмпирических исследований о влиянии законодательства о защите занятости на уровень и структуру занятости и безработицы, полученных на основе межстрановых сопоставлений. Законодательство о защите занятости — нормы и правила в отношении найма и увольнения работников — часто обвиняют в ограничении гибкости рынка труда, росте и стабилизации уровня безработицы в тех странах, где оно является наиболее жестким. При этом ни теоретические модели, ни результаты эмпирических исследований не подтверждают наличие прямого влияния института защиты занятости на уровень безработицы, в то время как существует гораздо больше эмпирических свидетельств в пользу его отрицательного влияния на уровень занятости населения в развитых странах. Одной из причин подобной неоднозначности результатов могут быть недостатки, присущие межстрановым сопоставлениям, — и их необходимо принимать во внимание при разработке подходов к реформированию институтов рынка труда.

Классификация JEL: J65, J23, J08, K31

УДК 349.2
ББК 67.405

Mironenko Olga N. Employment Protection Legislation and the Labour Market: A Cross-country Evidence: Working paper WP15/2009/03. — Moscow: State University — Higher School of Economics, 2009. — 88 p. (in Russian)

The paper contains a review of the main theoretical models, methodological issues and cross-country empirical results concerning the impact of employment protection legislation on employment and unemployment. It is widely accepted that strict employment protection (i.e. constraints on hiring and firing) is responsible for labour market inflexibility and high and persistent unemployment in European countries in comparison with the USA. At the same time there is no theoretical or robust empirical evidence that employment protection directly influence unemployment, although there are much more findings that it decreases employment-to-population ratio in developed countries. One of the possible reasons for these inconsistent results is shortcomings of cross-country analysis which should be taken into account in political recommendations.

JEL Classification: J65, J23, J08, K31

Препринты Государственного университета — Высшей школы экономики размещаются по адресу: <http://new.hse.ru/C3/C18/preprintsID/default.aspx>

© Мироненко О.Н., 2009
© Оформление. Издательский дом
Государственного университета —
Высшей школы экономики, 2009

1. Введение¹

Интерес к вопросам, связанным с защитой занятости, со стороны исследователей в области экономики труда вряд ли можно назвать самостоятельным, скорее следует признать, что он возник в процессе изучения таких проблем, как гибкость и подстройка, двойственность и сегментированность рынка труда, динамика безработицы и занятости. Действительно, основополагающие элементы данного института, связанного с регулированием найма и увольнения работников, в развитых странах появились еще в 1960-х гг., а отчасти в некоторых из них и до начала 1940-х гг., тогда как эмпирические исследования этой проблематики среди экономистов по труду берут свое начало лишь в 1990 г., с выходом в свет работы [Lazear, 1990]. С тех пор большая часть исследований влияния законодательства о защите занятости на рынок труда основывается на межстрановых сопоставлениях. Это можно объяснить несколькими факторами.

Первый состоит в том, что в 1990-х гг. исследователей волновало явление «евросклероза» — высокого и стабильного уровня безработицы, сложившегося в странах континентальной Европы и значительно превышавшего показатели США, несмотря на то что с момента значительных экономических потрясений 1970-х гг. прошло уже много лет². Поскольку это явление не поддавалось объяснению исключительно экономическими факторами, возникла и получила распространение точка зрения, согласно которой в подобной негибкости европейских рынков труда «виновны» их институты: щедрые пособия по безработице, жесткое законодательство о защите занятости и заработная плата, жесткая к понижению вследствие минимальных ограничений или условий коллективных договоров. Поэтому вопрос о влиянии законодательства о защите занятости на рынок труда скорее всего возник косвенно, в русле объяснения межстрановых различий в уровне и динамике безработицы.

¹ Работа была представлена и рекомендована к публикации на 3-й Российской летней школе по экономике труда (RSSLE-2009). Автор благодарит В.Е. Гимпельсона и С.Ю. Роцина за содержательную критику и полезные комментарии.

² См. приложение, рис. П1.

Но даже позже, к 2000-м гг., когда стало ясно, что и европейские страны неоднородны по характеристикам своих рынков труда (например, в странах Скандинавии и Нидерландах сильная защита занятости и система помощи безработным сочетались с относительно низким уровнем безработицы), и некоторые страны переходной экономики «выпадают» из общего ряда предполагавшейся зависимости (например, в России постоянные работники обладают высокой степенью формальной защиты занятости, но уровень безработицы на протяжении переходного периода был не более чем умеренным³), многие исследователи продолжали отдавать предпочтения работам, основанным на межстрановых сопоставлениях. При этом их зачастую волновал уже более общий вопрос, не имевший привязки к сравнениям стран между собой: как законодательство о защите занятости и другие институты влияют на функционирование рынка труда.

Эту приверженность межстрановым сопоставлениям можно объяснить действием второго фактора – стабильностью самого института защиты занятости, особенно в части защиты постоянных работников, что создает определенные сложности в поиске зависимости между ним и показателями рынка труда по временным рядам данных одной страны. Расширение этих данных за счет ситуаций в других странах и формирование благодаря этому панельных данных позволили на первых этапах эмпирических исследований решить эту проблему.

Однако ни теоретические модели, ни эмпирические исследования за 20-летний период их проведения так и не позволили получить однозначный ответ на вопрос о том, влияет ли законодательство о защите занятости на рынок труда и, если влияет, то каково это воздействие.

С одной стороны, часть авторов (например, [Freeman, 2005]) считает, что исследования, нацеленные на поиск объяснений различий в показателях рынка труда разных стран, изначально являются бессмысленными, так как не только не способны полностью учесть и количественно оценить все возможные факторы этих различий, но и дать обоснованные и сколь бы то ни было применимые на практике политические рекомендации. В настоящее время это приводит к отказу от межстрановых сопоставлений и распространению работ по данным одной страны и микроданным, что значительно уменьшает количество неучтенных факторов, позволяет проводить межрегиональные, межотраслевые, межгрупповые сопоставления эффектов защиты занятости, более точно оценивать последствия изменений в ней для различных агентов рынка тру-

³ См. приложение, рис. П2.

да и разрабатывать более точные рекомендации законодательным и исполнительным органам.

С другой стороны, появляются работы (см., например, [Addison, Teixeira, 2001, 2003; Baker et al., 2004, 2006; Bassanini, Duval, 2006a, 2009; Blanchard, 2005; Freeman, 2005, 2008; Heckman, Pagés, 2003]), авторы которых систематизируют достижения, полученные на уже пройденном пути, пытаясь оценить качество использованных в более ранних исследованиях данных и инструментария, объяснить противоречивость эмпирических оценок и таким образом «нащупать» возможные направления для корректировки методик межстранового анализа эффектов защиты занятости.

На наш взгляд, подобное обобщение было бы полезно и для российских исследователей. Во-первых, включение в исследования развивающихся стран и стран с переходной экономикой ставит перед исследователями новые, специфические задачи. Например, учет отклонения фактического исполнения законодательства о защите занятости от формальных предписаний, возникающего вследствие слабого информента. Решение этих задач вряд ли возможно без систематизации накопленного опыта исследований по развитым странам, так как это позволит понять, насколько существующие методики могут быть применимы к другим группам стран. Во-вторых, работ по российским данным, как исследовательских, так и методологических, все еще недостаточно (из имеющихся см., например, [Cazes, Nesporova, 2003; Feldmann, 2005; Гимпельсон, Капелюшников, 2005; Rutkowski, Scarpetta, 2005; Desai, Goldberg, 2007; Вишневская, Капелюшников, 2007; Gimpelson et al., 2008]). Наконец, обобщение результатов эмпирических исследований позволит избежать некоторых заблуждений, характерных для этапа разработки подходов к реформированию институтов рынка труда и зачастую «навязываемых» международными организациями (например, [IMF, 2003]).

Именно задачу обобщения и систематизации теоретических моделей, подходов и результатов эмпирических исследований о воздействии защиты занятости на функционирование рынка труда и призвана решить данная работа.

Работа построена следующим образом. В разделе 2 работы мы раскрываем содержание основных элементов системы защиты занятости и некоторые ее страновые особенности. В разделе 3 эти элементы получают количественную оценку в рамках нескольких существующих на данный момент методик, достоинства и недостатки которых с точки зрения эмпирических исследований мы также подробно рассматриваем.

Раздел 4 содержит различные теоретические представления о том, каким образом защита занятости может влиять на основные показатели рынка труда (уровень занятости, безработицы и их структуру). В разделе 5 изложены основные подходы к эконометрическому оцениванию влияния законодательства о защите занятости на рынки труда с использованием панельных данных по странам. Наконец, в разделе 6 приводятся основные результаты предшествующих межстрановых исследований относительно воздействия системы защиты занятости на состояние и функционирование рынка труда.

2. Система защиты занятости

Законодательство о защите занятости (333) (employment protection legislation) согласно определению [OECD..., 1999] охватывает нормы и правила, касающиеся найма и увольнения работников. Это определение не является единственным и даже наиболее часто используемым в исследованиях. Так, говоря о найме, как правило, ограничиваются учетом требований, связанных с наймом временных сотрудников (на условиях заключения срочных трудовых договоров или путем обращения в специализированные агентства, предоставляющие временный персонал). Обычно 333 предусматривает упрощенную процедуру увольнения таких работников. Таким образом, под *защитой занятости* обычно понимается защита занятости постоянных работников (работающих по бессрочным трудовым договорам), степень которой определяется тем, насколько легко и дешево для работодателя обходится увольнение и наем такого работника по сравнению с наймом и увольнением временного сотрудника.

2.1. Элементы законодательства о защите занятости

В соответствии с приведенным определением основными *элементами 333* являются:

- перечень оснований или возможных причин увольнений, т.е. определение того, какие увольнения считаются справедливыми или обоснованными в отношении всех или некоторых категорий работников;
- требования к процедуре расторжения трудовых отношений (необходимость участия, уведомления или консультаций с профсоюзом

или другим представительным органом работников, государственным органом по вопросам занятости или иной третьей стороной, установление критериев и порядка отбора работников для увольнения и др.);

- требование обязательного уведомления работников об увольнении за определенный срок, выплаты им выходного пособия;
- особое регулирование массовых увольнений (критерии отнесения увольнений к массовым, особая процедура их проведения, особый срок уведомления и размер выходного пособия);
- требования к заключению трудовых договоров с работниками (установление возрастных ограничений, максимальной продолжительности испытательного срока и др.);
- особое регулирование использования труда временных работников (установление перечня работ, для выполнения которых может использоваться труд временно занятых, максимальной продолжительности срочного трудового договора и количества раз его перезаключения, регулирование деятельности специализированных агентств по аутсорсингу персонала).

Рассмотрим перечисленные направления более подробно⁴.

Как правило, 333 страны содержит понятие *обоснованного увольнения*, которое подразумевает ограничение случаев, когда работодатель может его инициировать, и *справедливого увольнения*, связанного с перечнем условий его реализации, прежде всего защитой определенных категорий работников от увольнений. В российском трудовом праве нет понятий «необоснованное» и «несправедливое увольнение» — есть термин *незаконное увольнение*. Увольнение в судебном порядке может быть признано незаконным в случае отсутствия для него оснований, нарушения процедуры его проведения, неучета специальных гарантий, установленных для некоторых категорий работников при увольнении.

Практически во всех странах ОЭСР увольнения по инициативе работодателя в связи с экономическими причинами, реорганизацией, технологическими изменениями, а также дисциплинарными нарушениями со стороны работника или несоответствием его квалификации занимаемой должности считаются обоснованными. Исключениями являются Мексика, где экономические факторы или низкая производительность работника — недостаточные основания для увольнений, Дания, где увольнения в результате поглощения предприятия считаются необоснованными.

⁴ Здесь и далее информация по элементам законодательства о защите занятости по странам ОЭСР приводится по [OECD..., 2004, 2008], если не указано иное.

ными, и Португалия, где уволить работника за некомпетентность можно, только если это несоответствие явилось результатом ввода новой технологии или изменения трудовых обязанностей. В ряде стран (Австрия, Германия, Испания, Нидерланды, Норвегия, Финляндия, Франция, Швеция, Эстония, Япония) перед проведением увольнений по экономическим причинам предприятия обязаны рассмотреть возможности сохранения численности персонала путем использования таких мер, как внутренние переводы или обучение/переобучение работников. А в Португалии заполнение освободившихся в результате таких увольнений рабочих мест временными работниками является основанием для признания увольнения незаконным. Как правило, от работодателя требуется не только соблюдение этих требований, но и наличие формального обоснования увольнения работника. Исключением из этого правила являются США, Исландия и Греция, где трудовой договор может быть расторгнут без дополнительных объяснений (за исключением отдельных, близких к дискриминации, случаев).

В России перечень формальных оснований увольнений содержится в ст. 77 Трудового кодекса РФ (далее – ТК РФ), но не является исчерпывающим (иные основания увольнений могут устанавливаться в других статьях кодекса или федеральных законах). Такого основания, как увольнение по экономическим причинам, в России нет, наиболее близкое ему по сути – сокращение численности или штата работников, которое используется при ликвидации (исключении из штатного расписания) определенных должностей или рабочих единиц. Причем в первую очередь работодатель обязан сократить вакантные единицы и только затем – занятые. При увольнении по данному основанию работодатель обязан предложить работникам все имеющиеся в организации вакансии, а если высвобождение становится массовым, то постановлением Правительства РФ от 5 февраля 1993 г. № 99 «Об организации работы по содействию занятости в условиях массового высвобождения» предприятиям рекомендуется предварить работу по сокращению численности или штата приостановлением найма в организацию, переводом работников на неполное рабочее время, отправлением их в административные отпуска. Отметим, что в соответствии со ст. 75 ТК РФ смена собственника и реорганизация не могут являться основаниями для расторжения трудовых договоров с работниками организации, кроме руководителя организации, его заместителей и главного бухгалтера.

В качестве несправедливых в большинстве стран ОЭСР и России квалифицируются увольнения, связанные с дискриминацией работников

по различным признакам (расе, религии, полу, возрасту, семейному статусу или обязанностям, политическим взглядам, национальному или социальному происхождению) или касающиеся определенных категорий работников (инвалидов, беременных женщин, членов профсоюзов). Могут также существовать и иные критерии справедливости: в частности, помимо полностью *защищенных от увольнений категорий персонала* некоторые работники могут обладать *правом преимущественного оставления на работе* в случае увольнений по экономическим причинам, т.е. работодатель может их уволить только в самую последнюю очередь, после увольнения наименее защищенных групп работников. Как правило, наиболее защищенными являются работники, имеющие более длительный стаж работы на предприятии и (или) находящиеся в уязвимом социальном положении (подобные нормы действуют в Австрии, Германии, Нидерландах, Индии, Франции, Швеции).

К категориям работников, защищенным от некоторых видов увольнений, в соответствии с российским трудовым законодательством относятся: беременные женщины; женщины, имеющие детей в возрасте до трех лет; одинокие матери, воспитывающие ребенка в возрасте до 14 лет (ребенка-инвалида – до 18 лет); другие лица, воспитывающие указанных детей без матери, а также работники в период временной нетрудоспособности или в период пребывания в отпуске. Помимо этого право преимущественного оставления на работе при сокращении численности или штата получают те, кто обладает наибольшей производительностью и квалификацией. И только в случае совпадения этих показателей для нескольких работников работодатель обязан принять во внимание социальные критерии (подробнее см. ст. 179 ТК РФ). Похожий принцип преимущественного оставления (по производственно-квалификационным критериям и только во вторую очередь по социальным) действует и в Эстонии. А нормы 333 Норвегии включают положение, в соответствии с которым социальные характеристики, возраст и стаж работы могут служить только дополнительными, но не основными критериями при отборе работников для увольнений.

К процедурным ограничениям, накладываемым на увольнения работников по инициативе работодателя, относится и *обязанность последнего сообщить о них в государственную службу и (или) представительный орган работников (профсоюз)*. В ряде стран существует процедура консультирования предприятия с этими органами по вопросам увольнения и, возможно, получения формального согласия на реализацию соответствующих мероприятий. Это может требовать определенного периода времени, вследствие чего момент уведомления работника об увольне-

нии отодвигается на соответствующий срок, который достигает максимальных значений в Индонезии (80 дней), Южной Корее (40 дней) и Индии (37 дней).

Трудовой кодекс РФ (ст. 180) устанавливает требование обязательно-го уведомления работодателем профсоюзного органа за два месяца до сокращения численности или штата либо ликвидации предприятия. Кроме того, увольнение члена профсоюза в связи с сокращением численности или штата, несоответствием работника занимаемой должности или неоднократным нарушением трудовых обязанностей возможно только с учетом мотивированного мнения выборного органа первичной профсоюзной организации (ст. 373 ТК РФ). Аналогичный срок в два месяца установлен Законом РФ «О занятости населения в Российской Федерации» (п. 2 ст. 25) в отношении уведомления государственной службы занятости с предоставлением ей сведений о должности, профессии, специальности, квалификации и условий оплаты труда каждого работника, увольняемого по соответствующим основаниям (п. 1 или 2 ст. 81 ТК РФ). В целом работодателю не требуется получение согласия на увольнения ни от службы занятости, ни от профсоюза, поэтому он может начать уведомлять работников об увольнении, как минимум, через семь дней после уведомления профсоюза, не дожидаясь окончания двухмесячного периода.

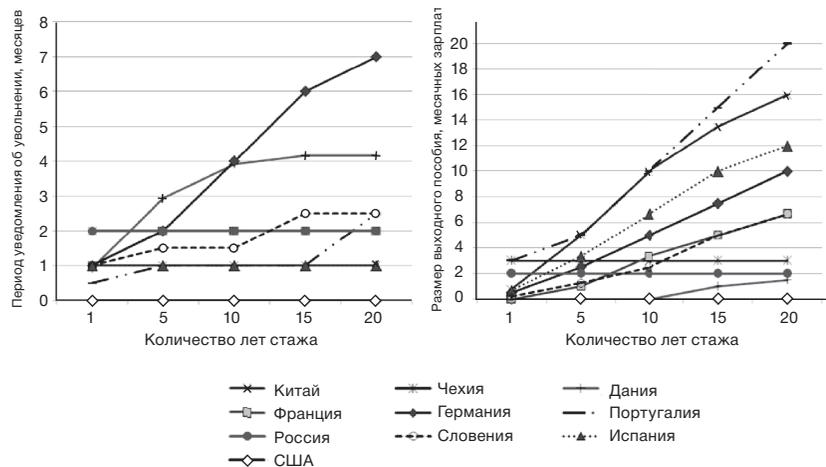
В странах ОЭСР *право на получение выходного пособия, его размер и период уведомления о предстоящем увольнении*, как правило, зависят от стажа работы или возраста работника (подобной зависимости нет только в Чехии, Южной Корее, Японии и Новой Зеландии). Обычно тот или иной период уведомления предусмотрен в каждой стране (исключениями являются Индонезия, Мексика, США и Греция). В отличие от этого обязанность работодателя выплатить работнику выходное пособие законодательно закреплена примерно в половине государств — членов ОЭСР. В их число не входят такие страны, как Австрия, Бельгия, Исландия, Новая Зеландия, Норвегия, Польша, США, Финляндия, Швеция, Южная Корея и Япония. Кроме того, в Австрии, Бельгии, Дании, Греции и Италии существует двойственная система ЗЗЗ, в соответствии с которой «белые воротнички» обладают правом на более высокие пособия и длительный период уведомления по сравнению с «синими воротничками».

В России работодатель обязан уведомить работников о сокращении численности или штата за два месяца до начала его проведения, выплатить им выходное пособие в размере среднего месячного заработка, по-

мимо этого за работником сохраняется средний месячный заработок на период трудоустройства, но не свыше двух месяцев со дня увольнения (с зачетом выходного пособия) (трех месяцев — для работников предприятий Крайнего Севера и приравненных к нему местностей). В исключительных случаях средний месячный заработок сохраняется за уволенным работником в течение третьего месяца со дня увольнения по решению органа службы занятости при условии, если в двухнедельный срок после увольнения он обратился в этот орган и не был им трудоустроен (для работников Крайнего Севера и приравненных к нему местностей средний месячный заработок сохраняется за работником в течение 4–6 месяцев со дня увольнения, если в течение месяца после увольнения он обратился в службу занятости и не был ею трудоустроен) (ст. 178, 318 ТК РФ). При этом ни срок уведомления, ни размер выходного пособия в России не зависят от стажа, возраста или категории работника.

Если сравнить эти нормы с требованиями, существующими в странах ОЭСР, то получается, что российские работники с небольшим стажем работы на одном предприятии обладают довольно высокими гарантиями на случай увольнения в связи с сокращением численности или штата (и по сроку уведомления, и по размеру выходного пособия), тогда как работники с продолжительным стажем — наоборот, сравнительно меньшими (рис. 1).

Отметим также, что, хотя в США работодатели по законодательству и не обязаны выплачивать увольняемым работникам выходное пособие, в случае реализации временных увольнений они обязаны уплатить специальный «налог на увольнение», размер которого зависит от предыдущей истории высвобождений (количества ранее уволенных по экономическим причинам работников). Затем из накопленных на лицевом счете предприятия средств полностью или частично финансируется выплата пособий по безработице лицам, уволенным данной организацией. Во Франции и Финляндии подобная система существует в отношении работников старшего возраста. В странах Латинской Америки, а с недавних пор и в Австрии действует система выплат за выслугу лет, в соответствии с которой работодатель в течение всего периода работы сотрудника отчисляет определенный процент от его заработной платы на его индивидуальный счет, затем в случае увольнения накопленные средства могут быть выплачены работнику в виде выходного пособия или оставлены в качестве пенсионных накоплений.



Источник: расчеты автора по данным OECD Indicators of Employment Protection (<http://www.oecd.org/employment/protection>).

Рис. 1. Период уведомления об увольнении (слева) и размер выходного пособия (справа) в зависимости от стажа работы на одном предприятии, 2008 г. (данные для Португалии и Франции приведены по состоянию на февраль 2009 г.)

Как правило, особая процедура регулирования существует на случай *массовых (коллективных) увольнений* работников. При этом критерии массовости и требования к процедуре реализации таких увольнений сильно различаются по странам. Как таковое понятие коллективного увольнения и соответствующие требования к его реализации отсутствуют в законодательствах Бразилии, Индии, Индонезии, Новой Зеландии и Чили. В других странах критерии массовости определяются обычно в зависимости от продолжительности периода, в течение которого проводятся увольнения, численности охваченных работников и общей численности персонала предприятия.

Как правило, более жесткими по сравнению со случаями индивидуальных увольнений становятся требования, касающиеся периода уведомления работников и необходимости оповещения, консультаций или получения предварительного разрешения службы занятости и (или) представительного органа работников. Только в Бельгии и Польше для работников, подпадающих под массовое высвобождение, предусмотрены повышенные денежные компенсации. В России срок уведомления профсоюзного органа предприятия и службы занятости в случае массового

высвобождения возрастает до трех месяцев при неизменном размере выходного пособия и сроке уведомления работников.

Все рассмотренные выше элементы защиты занятости имеют отношение только к работающим по *бессрочным трудовым договорам*. При этом если работник находится на испытательном сроке, работодатель обычно может уволить его по упрощенной процедуре, не уведомляя об увольнении за длительный срок, не выплачивая выходного пособия, не проводя каких-либо консультаций с профсоюзом или иной третьей стороной. В ряде случаев работник, уволенный во время или непосредственно по окончании испытательного срока, также не обладает правом обжаловать решение о своем увольнении в соответствующей инстанции. Исключениями являются Новая Зеландия, система защиты занятости которой в равной степени покрывает всех работающих по бессрочным трудовым договорам независимо от прохождения испытательного срока, а также Мексика и Чили, законодательства которых не содержат норм относительно испытания при приеме на работу. Наоборот, в Великобритании, Ирландии, Дании период, когда работник не может в судебном порядке оспаривать обоснованность своего увольнения, составляет 10,5–12 месяцев. Что касается России, то в соответствии со ст. 71 ТК РФ при неудовлетворительных результатах испытательного срока работника можно уведомить о расторжении договора за три дня, обосновав причины увольнения, при этом не требуется выплачивать ему выходное пособие или учитывать мнение профсоюзного органа. Тем не менее работник имеет право обжаловать решение работодателя в суде.

Аналогично упрощенная процедура увольнения может применяться и в отношении временных работников, занятых по *срочным трудовым договорам* или привлеченных на условиях *заемного труда*. Чтобы сузить возможности работодателей по использованию срочных трудовых контрактов, законодательство ряда стран (Бразилии, Греции, Индии, Индонезии, Люксембурга, Мексики, Норвегии, Турции, Финляндии, Франции, Эстонии и России⁵) ограничивает перечень ситуаций, когда возможно их заключение. Однако в большинстве случаев ограничения касаются только максимального срока заключения данного вида договоров с работниками и (или) количества раз, когда их можно перезаключать без признания договора бессрочным. В США и Канаде и вовсе отсутствуют какие-либо препятствия к использованию срочных трудовых контрактов.

⁵ Ст. 58, 59 ТК РФ.

Деятельность агентств временной занятости также может регулироваться государством путем требования обязательной регистрации или лицензирования, ограничения типов работ, на которые могут распространяться соглашения по предоставлению временных работников, максимального срока таких соглашений, возможного количества раз их возобновления и т.д. Из всех стран ОЭСР только в Турции (кроме сельского хозяйства) и Мексике деятельность таких агентств полностью запрещена. В большинстве же стран ограничений по сферам приложения их труда либо нет (Австралия, Великобритания), либо они минимальны. Из 40 стран, по которым ОЭСР представило подобную информацию за 2008 г., только в России заемный труд никак не регулируется законодательством.

Особое место в нормативно-правовом регулировании увольнений работников занимают *санкции за нарушение законодательства*. На случай если увольнение будет признано необоснованным или несправедливым, в большинстве стран ОЭСР предусматривается либо восстановление работника на работе, либо выплата ему денежной компенсации. Обычно работник сам выбирает между этими возможностями – либо при подаче иска в суд, либо при вынесении судебного решения. В Венгрии, Индии, Испании, Люксембурге и Турции право выбора предоставляется работодателю, который в случае принятия судом решения о восстановлении работника может заменить его на выплату соответствующей денежной компенсации. В Бельгии, Ирландии, Финляндии и Чили восстановление на работе в качестве санкции за незаконное увольнение не предусматривается, а в Испании, США, Франции и Швейцарии оно является обязательным только в тех случаях, когда увольнение связано с тем или иным видом дискриминации. Что касается размеров компенсации по искам о незаконном увольнении и правил ее определения, то здесь наблюдается большой разброс между странами: компенсация может быть фиксированной в количестве среднемесячных зарплат, может зависеть от стажа, возраста и (или) категории работника, быть ограниченной сверху или всецело зависеть от решения суда. В среднем по странам ОЭСР размер компенсации превышает размер выходного пособия, которое работодатель обязан выплачивать при увольнении по экономическим причинам.

В России в случае признания увольнения незаконным работник должен быть восстановлен на прежней работе и работодатель обязан выплатить ему компенсацию за все время вынужденного прогула. При этом работник в своем заявлении может отказаться от восстановления на работе и ограничиться требованием денежной компенсации, а может по-

требовать изменить и формулировку основания увольнения. Кроме того, суд может обязать работодателя компенсировать работнику моральный вред, причем размер компенсации в этом случае определяется судом (ст. 394 ТК РФ).

2.2. Источники законодательства о защите занятости

Отметим, что хотя и в России, и во многих зарубежных исследованиях принято говорить о законодательстве («legislation») о защите занятости, эта система включает в себя нормы, установленные не только в законодательном порядке, но и в рамках коллективных договоров и соглашений, судебных прецедентов и обычной практики. В связи с таким расширенным пониманием термина «законодательство» мы будем считать равнозначными понятия «законодательство о защите занятости», «система защиты занятости» и «регулирование защиты занятости». Что касается самих источников, содержащих нормы по защите занятости, их сочетание специфично для каждого конкретного государства.

Во-первых, многое зависит от существующей *правовой системы*: так, в рамках системы римского, или континентального, права⁶ преимущественное регулирование трудовых отношений осуществляется через принятие законодательных нормативно-правовых актов; в рамках англо-американской, или системы общего права⁷, – путем применения норм судебных прецедентов и опоры на положения локальных нормативных актов организации.

Во-вторых, хотя бы минимальные требования относительно защиты занятости содержатся в законодательстве любой страны – и в этом случае становится важным учесть, *насколько договорная и судебная практика отличается от этого минимума и насколько распространены эти отличия*. Как правило, отклонения заключаются в расширении льгот и привилегий для работников при увольнении, хотя в Германии, Нидерландах

⁶ Существует несколько разновидностей системы римского права – французская, германская и скандинавская. Французская система права характерна для большинства стран Западной Европы (кроме Германии, Австрии и Швейцарии), Африки и Южной Америки. Германская система права присутствует, помимо Германии, Австрии и Швейцарии, в Японии, Южной Корее и большинстве стран с переходной экономикой, в том числе и России. Скандинавская система права действует в странах Скандинавии и Финляндии [Venn, 2009].

⁷ Система общего права в основном присутствует в странах Британского содружества и бывших колониях Великобритании. При этом Канада имеет смешанную систему права (в большинстве провинций и территорий частное право исходит из англо-саксонской правовой традиции, а в провинции Квебек – из французской).

и некоторых провинциях Канады коллективные договоры могут укорачивать период уведомления работников об увольнении по сравнению с установленным в законодательстве [Venn, 2009].

С другой стороны, уровень, на котором преимущественно проводятся коллективные переговоры и заключаются соответствующие соглашения, также может иметь свою страновую специфику: в половине стран — членов ОЭСР коллективные переговоры ограничиваются уровнем организации. При этом возможны случаи, когда установление более щедрых условий защиты занятости в рамках этих переговоров возможно в обмен на повышение производительности труда, изменения в системе вознаграждения или иные «уступки» со стороны персонала. В странах, где коллективные переговоры ведутся на отраслевом, региональном или национальном уровнях, принимаемые по их результатам соглашения могут распространять свое действие на работников и работодателей, которые изначально не являлись сторонами переговорного процесса, хотя, как правило, они просто дублируют положения последнего (кроме Дании и Исландии, где они щедрее) [Venn, 2009].

В России коллективные переговоры могут вестись на разных уровнях одновременно, причем без привлечения работодателей (т.е. только между профсоюзами и государством). При этом национальные тарифные соглашения обычно ограничиваются положениями общего характера, отраслевые, как правило, дублируют законодательно закрепленные положения по защите занятости, региональные имеют довольно сильную дифференциацию, а коллективные договоры уровня предприятий часто не соблюдаются, в том числе вследствие неэффективного инфорсментента. Поэтому основным источником 333 в России можно считать законодательные нормативно-правовые акты.

В-третьих, если мы говорим о *государствах с федеративным устройством*, где субъекты могут самостоятельно принимать законы, в рамках одной страны может существовать несколько «зон» с разными нормами по защите занятости. Например, в Канаде основная ответственность по разработке и утверждению законов, касающихся трудовых отношений, ложится на провинции, и более 90% канадских работников подлежат юрисдикции регионального, а не федерального законодательства [Venn, 2009]. В отличие от Канады в России подавляющая часть 333 содержится в федеральном законодательстве — по большей части, в ТК РФ, вступившем в действие в 2002 г. Однако в его нормах уже заложена межрегиональная дифференциация требований к процессу увольнения по инициативе работодателя, в частности, для районов Крайнего Севера и при-

равненных к ним местностей устанавливаются более жесткие требования по периоду уведомления и размеру выходного пособия.

2.3. Охват законодательством о защите занятости и инфорсмент

Законодательство о защите занятости охватывает далеко не всех занятых. Обычно из-под его действия полностью выпадают те, кто трудится в неформальном секторе (индивидуальные предприниматели без образования юридического лица, занятые по найму у физических лиц, самозанятые), или занятые в формальном секторе экономики, но работающие без оформления трудового договора (по устной договоренности или по договору гражданско-правового характера) — иными словами, те, кто работает на условиях нестандартных трудовых контрактов. Но даже если трудовой договор является стандартным, защита занятости в некоторых случаях может быть слабее (для работающих на малых предприятиях, работников, не охваченных коллективными договорами, «синих воротничков») или просто нетипичной (например, особые нормы могут действовать для занятых в некоторых видах деятельности, — моряков, дипломатических работников, спортсменов, работников сферы культуры и искусства, гражданских служащих и др.).

Все это может быть результатом как прямых исключений из 333, так и его слабого инфорсментента. Первое в большей мере сказывается на оценке жесткости 333 в развитых странах, второе — в развивающихся и переходных экономиках.

Например, за счет работников малых предприятий из-под 333 могут выпадать от 20% занятых в Южной Корее до более половины занятых в Австралии, Испании, Италии и Турции [Venn, 2009], за счет самозанятых — от 7% в США, Люксембурге, Норвегии и России до 25–30% в странах Латинской Америки, Турции, Греции, Португалии и почти 50% в Индонезии⁸.

Что касается *инфорсментента 333* (правоприменения), именно на него как ранее упускавшийся из виду аспект в последние годы обращает внимание ряд исследователей (например, [Boeri, Jimeno, 2003; Heckman, Pagés, 2003; Almeida, Carneiro, 2007; Вишневецкая, Капелюшников, 2007; Venn, 2009]). Если раньше исследования о влиянии 333 на рынок труда касались в основном развитых стран ОЭСР и предполагалось, что требования законодательства в них полностью и четко исполняются, то с

⁸ По данным Key Indicators of the Labour Market, ILO, за 2007 г. (Люксембург — 2005 г., Бразилия — 2006 г.). Подробнее см. приложение, табл. ПЗ.

появлением работ по странам Латинской Америки, переходной экономики, Индии, учет фактора инфорсmenta и фактического исполнения 333 стал критическим для получения корректных оценок жесткости 333 и его влияния на рынок труда.

Необходимо отметить, что этот фактор имеет важное значение и для развитых стран, структура занятости в которых отличается значительной долей нестандартных форм трудовых контрактов. Как правило, чем более неоднородна структура занятости, чем выше в ней доля нестандартных элементов и чем меньше их регулирование отражено в 333, тем сложнее контрольно-надзорным и судебным органам интерпретировать каждый конкретный случай в качестве нарушения и выносить по нему то или иное решение. В этих условиях даже в развитых странах, каким бы сильным ни был инфорсмент в отношении стандартных трудовых контрактов, в среднем он будет слабее и реальная жесткость защиты занятости будет в большей мере зависеть от качества и результатов работы соответствующих органов.

В целом для корректной оценки того, насколько жестким является 333 в той или иной стране, необходимо учитывать рассмотренные компоненты системы защиты занятости: ее элементы, источники, показатели охвата и инфорсmenta. Насколько с этим справляются существующие на данный момент подходы, мы рассмотрим далее.

3. Оценка жесткости защиты занятости

В исследовании [Lazeag, 1990], начиная с которого ведут отсчет эмпирическим исследованиям о влиянии 333 на рынок труда, оценка данного института основывалась на количественных показателях только двух его элементов: размера выходного пособия (в количестве месячных зарплат) и периода уведомления об увольнении по экономическим причинам (в количестве месяцев) для рабочего с 10-летним стажем работы на предприятии. После этого развитие индикаторов, позволяющих количественным образом оценить, насколько жесткими являются требования 333 для работодателей, пошло в направлении увеличения количества элементов, принимавшихся в расчет, разработки алгоритмов их количественной оценки и агрегирования. В результате появился наиболее часто используемый в исследованиях индекс защиты занятости ОЭСР – EPL.

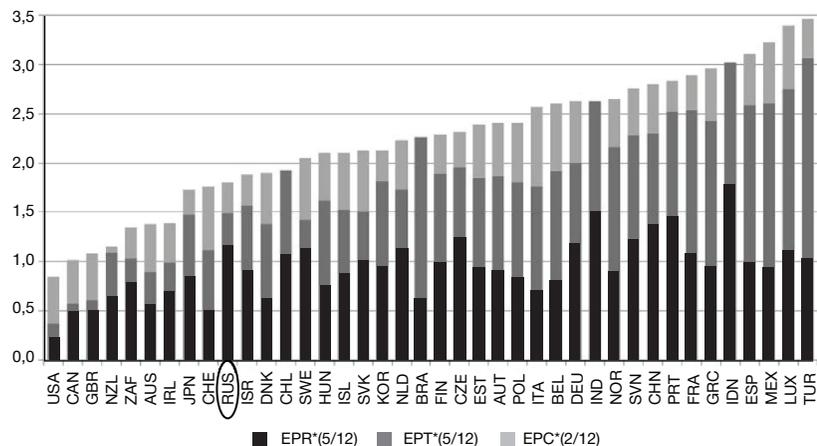
3.1. Индекс защиты занятости ОЭСР (EPL)

Методика. Первая попытка построения агрегированного индекса защиты занятости была предпринята в работе [Grubb, Wells, 1993] для 11 стран ЕС на основе анализа международных обзоров законодательства конца 1980-х гг. Их индекс включал в себя три элемента – регулирование индивидуальных увольнений, использования труда временных работников и рабочего времени, страны ранжировались по каждому элементу, и затем выводился средний ранг. В дальнейшем эксперты ОЭСР отказались от третьей из указанных составляющих, чтобы индекс отражал только жесткость ограничений, связанных с изменением численности занятых, и ушли от простого ранжирования. С каждым новым выпуском с периодичностью в пять лет методика расчета индекса EPL совершенствовалась и дополнялась новыми составляющими. В результате на данный момент существует три версии этого индикатора (см. приложение, табл. П1). В каждом случае принцип расчета состоит в постепенном агрегировании показателей более низкого уровня в обобщающие – итоговые, включая сам индекс EPL, получается четыре уровня индикаторов (от четвертого, наиболее дробного, до первого, интегрального), оцениваемых в баллах от 0 (ограничений нет или они минимальны) до 6 (максимальный объем ограничений). По последней, третьей, версии индикатора EPL рассчитывается следующим образом:

$$EPL = \frac{5}{12} \times EPR + \frac{5}{12} \times EPT + \frac{2}{12} \times EPC,$$

где EPR, EPT, EPC – индикаторы второго уровня, отражающие, соответственно, жесткость защиты постоянных работников от индивидуальных увольнений, жесткость защиты временных работников и жесткость дополнительных требований к массовым увольнениям.

Данные. Данные по EPL за 2008 г. для 30 стран ОЭСР и 10 государств, не входящих в ее состав, в разбивке на три индикатора второго уровня приведены на рис. 2 и в приложении, табл. П3. Традиционно наиболее либеральное 333 наблюдается для англо-саксонских государств (США, Канада, Великобритания, Новая Зеландия), наиболее жесткое – для стран Южной Европы (Турция, Испания, Греция, Португалия), а также Люксембурга, Франции, Мексики и Индонезии. Из 40 представленных государств Россия по значению EPL (1,81) находится на 10-м месте, что в целом свидетельствует об относительно либеральном 333.



Источник: OECD Indicators of Employment Protection (<http://www.oecd.org/employment/protection>).

Рис. 2. Индекс защиты занятости *EPL* в 30 странах – членах ОЭСР и 10 государствах, не входящих в ее состав, в 2008 г. (данные для Португалии и Франции приведены по состоянию на февраль 2009 г.)⁹. Значение *EPL* соответствует общей высоте столбца. Значения *EPR*, *EPT*, *EPC* приведены с учетом весовых коэффициентов, с которыми они включаются в *EPL*. При расчетах использовалась версия третьей методики.

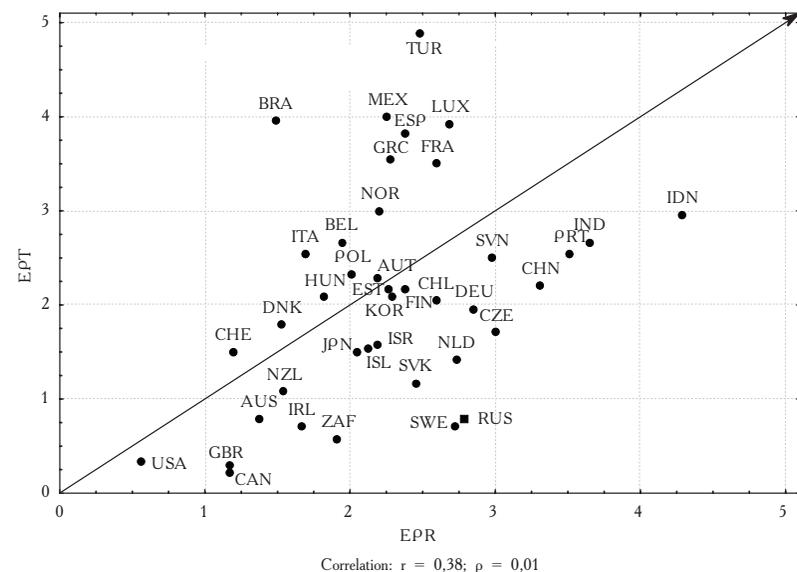
Однако, принимая во внимание то, что в России не регулируется деятельность агентств временной занятости, законодательно не ограничивается максимальное число раз перезаключения срочных трудовых договоров¹⁰, продолжительность которых может достигать до длительных 5 лет, либеральность 333 в России по показателю *EPL* объясняется относительно низким значением индекса защиты занятости временных работников (0,79) и средним значением защиты от коллективных увольнений (1,88). Наоборот, по жесткости защиты постоянных работников (2,79)

⁹ Расшифровку используемых здесь и далее обозначений для названий стран см. в приложении, табл. П2.

¹⁰ Хотя если работник в судебном порядке докажет, что для выполнения одной и той же постоянной функции с ним неоднократно заключался срочный трудовой договор, он может быть переквалифицирован в бессрочный. При расчете *EPL* эксперты ОЭСР этого не учитывали.

Россия оказывается на 33-м месте, рядом с Германией, Нидерландами, Швецией, Словенией и Чехией¹¹.

Можно заметить, что межстрановая вариация *EPL* объясняется прежде всего вариацией индекса защиты временных работников и индекса дополнительных затрат на массовые увольнения. При этом в одних странах жесткость защиты занятости постоянных работников отчасти компенсируется слабостью защиты временно занятых, в других – либеральность первой дополняется строгостью второй (рис. 3), но говорить о какой-то четкой зависимости между ними, вопреки расхожему мнению, не приходится.

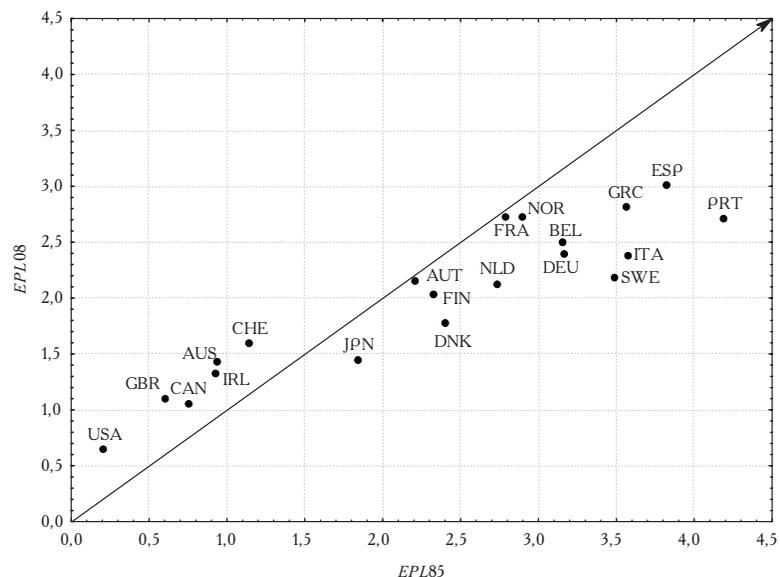


Источник: OECD Indicators of Employment Protection (<http://www.oecd.org/employment/protection>).

Рис. 3. Индекс защиты занятости постоянных (*EPR*) и временных (*EPT*) работников в 30 странах – членах ОЭСР и 10 государствах, не входящих в ее состав, в 2008 г. (данные для Португалии и Франции приведены по состоянию на февраль 2009 г.). При расчетах использовалась версия третьей методики

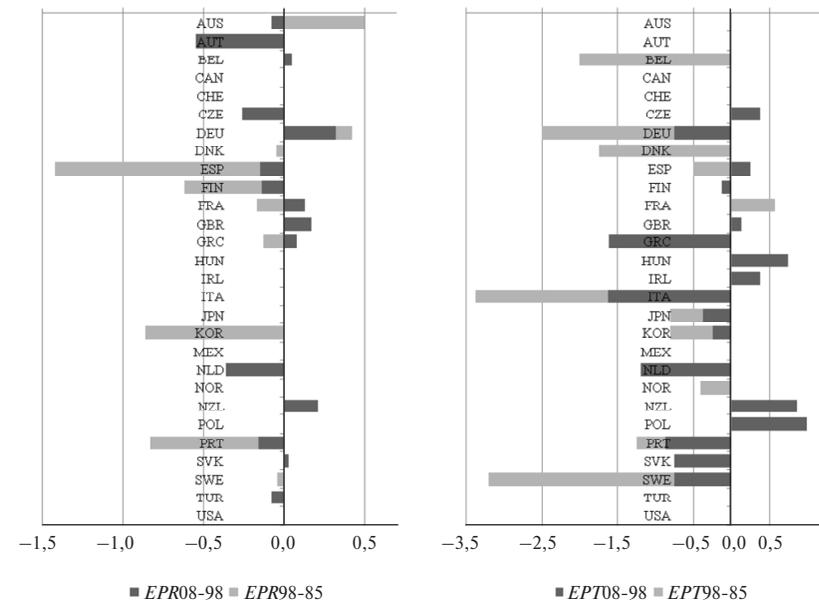
¹¹ Сравнивая Россию с другими странами по показателю 333, надо иметь в виду, что последние сопоставимые данные относятся к 2008 г. и что в конце 2008 г. и начале 2009 г. в России был значительно усилен информент 333, особенно в части законодательства о найме и увольнениях работников, что, по представлениям Правительства РФ, должно было уменьшить социальные последствия экономического кризиса.

Что касается динамики *EPL*, то изменения за период с 1985 по 2008 г. в странах ОЭСР нельзя назвать кардинальными (рис. 4): страны с либеральным 333 слегка его ужесточили, страны с более жесткими ограничениями – несколько их ослабили. Большая часть этих реформ пришлась на период до начала 2000-х гг. Примечательно, что в основном реформы касались регулирования временной занятости (рис. 5): большинство стран ОЭСР ослабили ограничения в этой области. Либерализация норм по защите постоянных работников произошла прежде всего в тех странах, где изначально наблюдались высокие значения *EPL*: Испании, Португалии, Финляндии, Франции, Австрии и Южной Корее. Только в Австралии, Великобритании и Германии эти нормы стали несколько жестче. В остальных случаях они либо остались без изменений, либо претерпели незначительные корректировки. В еще большей мере такая стабильность относится к регулированию коллективных увольнений.



Источник: OECD Indicators of Employment Protection (<http://www.oecd.org/employment/protection>).

Рис. 4. Индекс защиты занятости в 1985 г. (*EPL85*) и 2008 г. (*EPL08*) для 20 стран ОЭСР. При расчетах использовалась версия первой методики



Источник: расчеты автора по OECD Indicators of Employment Protection (<http://www.oecd.org/employment/protection>). При расчетах используется версия первой методики.

Рис. 5. Изменение индекса защиты занятости постоянных работников (слева) и временных работников (справа) за 1985–2008 гг. Изменение раскладывается на прирост индекса за 1985–1998 гг. и за 1998–2008 гг. (полное изменение за 1985–2008 гг. равно сумме этих приростов). Отрицательные значения соответствуют уменьшению показателя, положительные – его увеличению за период. Для Чехии, Венгрии, Польши и Словакии вместо 1985 г. приводятся данные за 1993 г., для Кореи, Мексики, Новой Зеландии, Турции – за 1990 г.

Преимущества и недостатки. Несмотря на то что *EPL* позволяет количественно оценить внушительное число элементов 333 и имеет довольно прозрачную методику расчета, он не лишен своих недостатков – и их необходимо учитывать при проведении собственных расчетов и интерпретации результатов других исследований.

Во-первых, шкалы, позволяющие переводить нормы 333 в количественные оценки, довольно условны, так как не учитывают все возможное разнообразие ситуаций и их использование во многом зависит от

правильности интерпретации положений 333. Это особенно относится к случаям, когда существуют какие-либо исключения из норм законодательства, предпочтения в отношении отдельных групп населения или решения зависят от конкретной ситуации и принимаются в индивидуальном порядке уполномоченным субъектом (например, судом, инспектором и т.д.). Так, отсутствие законодательства о заемном труде в России автоматически приравнивается экспертами ОЭСР к либеральному регулированию, хотя содержательно это две разные ситуации. Кроме того, на некоторые шкалы накладываются искусственные ограничения: например, размер компенсации в случае незаконного увольнения рассчитывается для работника с 20-летним стажем работы на предприятии, что, вообще говоря, далеко от показателей среднего стажа даже в развитых странах.

Во-вторых, несмотря на всю прозрачность методики, принятые для процедуры агрегирования веса, также как и шкалы, во многом носят субъективный характер, хотя официально их выбор объясняется экспертной оценкой относительного влияния различных параметров на принятие работодателем решений о найме и увольнении работников [Venn, 2009]. Дж. Николетти, С. Скарпетта и О. Бойлауд [Nicoletti et al., 2000] предлагают использовать, как они ее называют, объективную процедуру агрегирования индикаторов нижнего уровня, а именно определить их веса с помощью факторного анализа по методу главных компонент. Это позволит учесть вклад каждого из индикаторов в общую вариацию жесткости 333 по изучаемой группе стран. Авторы считают, что именно этот подход наиболее подходит для межстрановых сопоставлений. Однако и у него есть свои минусы: веса, получаемые с помощью него, крайне неустойчивы к выбросам и изменению объема выборки и периода анализа, а получаемые факторы могут быть сложно интерпретируемы с содержательной точки зрения.

В-третьих, существование разных версий *EPL*, не сравнимых между собой по перечню принимаемых в расчет элементов и их весам, затрудняет построение временных рядов этого показателя. Как следствие, на настоящий момент доступны ряды *EPL* версии 1 за период 1985–2008 гг., версии 2 – 1998–2008 гг., версии 3 – только 2008 г. Изначально ОЭСР публиковала значения индекса только для отдельных реперных точек (например, для конца 1980-х, конца 1990-х гг.). Затем О. Бланшар и Дж. Вольферс [Blanchard, Wolfers, 2000] объединили данные ОЭСР за 1985–1999 гг. и Э. Лейзира [Lazear, 1990] за 1960–1984 гг., разбив их на пятилетние интервалы и используя определенную методику «досчета» и экстраполяции. С. Никелль и Л. Нунциата [Nickell, Nunziata, 2001] путем

интерполяция привели этот ряд к виду с годовым шагом. Это позволило получить более длинные временные ряды, хотя подобный подход и вызывает нарекания из-за неучтенности фактических изменений в законодательстве и опоры на предположение о линейности структуры и изменений 333 во времени. Только начиная с работы [OECD..., 2004] стали появляться временные ряды для *EPL*, построенные на основе обзоров изменений в 333, но это относится к данным 1985 г. и позже.

Наконец, помимо отмеченных по большей мере технических недостатков к *EPL* предъявляют и более серьезные, содержательные, претензии (см. [Addison, Teixeira, 2001; Heckman, Pagés, 2003; Baker et al., 2006; Venn, 2009]). Так, он практически не учитывает охват занятых 333 (за исключением норм коллективных договоров, распространяющих свое действие на большую долю занятых), внутристрановую дифференциацию его норм (за исключением Канады) и лишь частично учитывает его инфорсмент (с помощью показателей сложности увольнений – см. приложение, табл. П1). И если охват защитой занятости можно попытаться дополнительно оценить с помощью доли наемных работников, занятых на крупных и средних предприятиях и работающих по стандартным бессрочным трудовым договорам (см. приложение, табл. П3), то инфорсмент 333 сложно поддается измерению, особенно если речь идет о международных сопоставлениях. Это связано с сильной страновой спецификой механизмов действия данного института [Bertola et al., 1999; Eamets, Masso, 2004; Venn, 2009], в связи с чем его изучение, как правило, основывается на страновых данных (см., например, [Boeri, Jimeno, 2003; Almeida, Carneiro, 2007; Вишневецкая, Капелюшников, 2007; Gimpelson et al., 2008]).

Что касается межстрановых сопоставлений, то, как отмечают Дж. Бертола, Т. Боэри и С. Кейзес [Bertola et al., 1999] на основе изучения данных административной статистики (количество случаев незаконного увольнения, рассмотренных трудовыми судами (или иными инстанциями) в долях от общей численности занятых, процент дел, решенных в пользу работника; количество инспекторов на 1000 человек занятых и др.), вариация инфорсмента в странах ОЭСР выше, чем вариация строгости формально закрепленных норм 333. Важно учитывать при этом, что показатели исполнения 333, как правило, зависят от экономической конъюнктуры: в ситуации спада процент обращений работников с исками о незаконном увольнении возрастает так же, как и процент дел, решенных в их пользу [Ichino et al., 2003], т.е. присутствует обратное влияние показателей рынка труда на показатели инфорсмента.

В целом, несмотря на отмеченные недостатки, EPL остается наиболее часто используемым в межстрановом анализе показателем, отражающим жесткость 333, хотя существуют и альтернативные подходы к ее измерению.

3.2. Индекс жесткости занятости (REI) и затрат на увольнение (FC) Всемирного банка

Методика¹². Индекс жесткости занятости (rigidity of employment index, REI) и оценка затрат на увольнение (firing costs, FC) рассчитываются экспертами Всемирного банка с 2004 г. в рамках оценки различных условий ведения бизнеса (Doing Business) в 181¹³ стране мира. Методика, положенная в основу этих показателей, была предложена в [Botero et al., 2004] и немного подкорректирована.

Данные для расчета этих показателей собираются с помощью опросов юристов и государственных чиновников в каждой стране, а также обзоров законодательства и иных нормативно-правовых актов, что вкуче позволяет надеяться на более точную интерпретацию 333 по сравнению со случаями, когда этим занимаются исключительно эксперты международных организаций. При этом опрашиваемый должен отвечать на вопросы анкеты в отношении некоторого представительного работника некоторого представительного предприятия. Так, предполагается, что речь идет о 42-летнем работнике мужского пола, занимающем неруководящую должность, полностью занят, имеющем стаж работы на данном предприятии 20 лет, получающем в течение них зарплату на уровне средней в экономике и не являющемся членом профсоюза (за исключением случаев обязательного членства). Предприятие, на котором он работает, представляет собой общество с ограниченной ответственностью, которое ведет свою деятельность в самом крупном городе (деловом центре) страны в сфере промышленности, полностью находится в собственности резидентов, насчитывает 201 работника, подпадает под действие коллективных договоров и соглашений (для стран, где такие договоры охватывают более половины промышленного сектора), полностью соблюдает требования законодательства, но не предоставляет работникам гарантии и льготы сверх закрепленных в законах или коллективных договорах.

¹² Описание методики приводится по: Doing Business: Measuring business regulation. The World Bank Group (<http://www.doingbusiness.org/MethodologySurveys/EmployingWorkers.aspx>).

¹³ По данным за 2008 г.

Рассчитываемый на основе этого опроса индекс жесткости занятости (REI) представляет собой среднее значение из трех индикаторов, измеряемых в интервале от 0 (ограничений нет) до 100 (максимальная жесткость ограничений): индекса сложности найма (DHI, отражает регулирование срочных трудовых договоров и уровень минимальной заработной платы); индекса жесткости регулирования рабочего времени (RHI) и индекса сложности увольнения (DFI, отражает жесткость требований к индивидуальным и коллективным увольнениям). Каждый из них строится путем усреднения показателей нижнего уровня, в чем-то схожих с компонентами EPL.

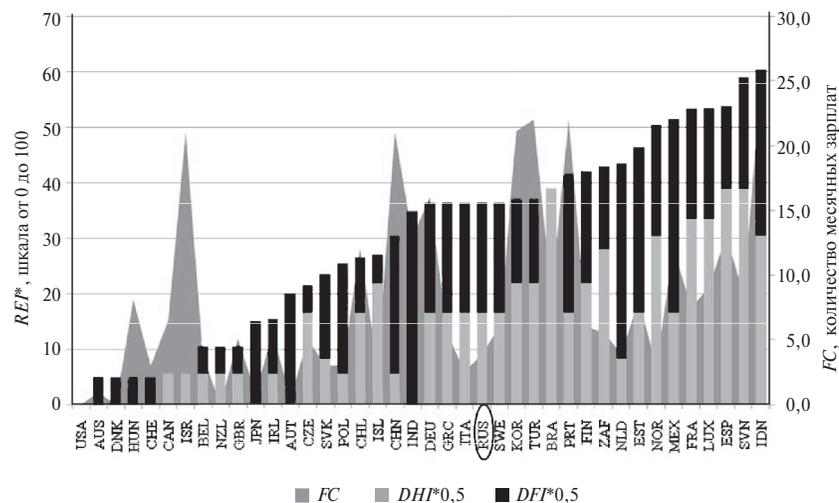
Оценка затрат на увольнение работника (FC) основана на измерении в количестве недель периода уведомления об увольнении, размера выходного пособия и штрафов в случае незаконного увольнения.

Данные. Оговоримся, что в процессе анализа показателей Всемирного банка мы не будем затрагивать индекс жесткости регулирования рабочего времени, так как согласно нашему пониманию 333 это направление регулирования рынка труда может рассматриваться как отдельный институт. Поэтому, строго говоря, нас интересуют три индикатора: DHI¹⁴, DFI, FC. Рассчитанные с учетом этого замечания показатели REI*¹⁵ и FC приведены на рис. 6 и в приложении (табл. ПЗ).

В целом в 2008 г. из 181 страны Россия по показателю жесткости занятости (REI*) оказалась на 103-м месте, что говорит о среднем уровне жесткости 333. При этом оценка сложности увольнений (DFI) в России выше (пусть и ненамного), чем средние показатели для стран ОЭСР, Восточной Европы, Центральной Азии, Латинской Америки, хотя затраты на увольнение работника по экономическим причинам сравнительно невелики: «только» 39-е место в общем рейтинге по данному показателю и «отставание» от средних значений по перечисленным группам стран. Последнее вполне объясняется тем, что показатели оцениваются для работника с 20-летним стажем работы на одном предприятии, а в России, как мы уже отмечали, они обладают меньшими гарантиями на случай увольнения, чем работники с таким же стажем в других странах.

¹⁴ К сожалению, по имеющимся данным мы не можем выделить из индекса сложности найма показатель, относящийся к минимальной зарплате, и исключить его из анализа, чтобы иметь дело только с оценками жесткости регулирования найма и увольнения.

¹⁵ Поскольку мы рассчитываем индекс жесткости занятости как среднее из двух составляющих – DHI и DFI, мы будем обозначать его как REI*, чтобы не путать с индексом, который рассчитывает Всемирный банк (REI) и который, помимо DHI и DFI содержит элемент, отвечающий за регулирование рабочего времени, – RHI.



Источник: расчеты автора по Doing Business: Employing Workers (<http://www.doingbusiness.org/ExploreTopics/EmployingWorkers/>).

Рис. 6. Оценка затрат на увольнение работника (FC в количестве месячных зарплат), индекс жесткости занятости (REI^*) и его составляющие: индекс сложности найма (DHI) и индекс сложности увольнения (DFI), взятые пропорционально их весам (1/2). Данные по состоянию на 2009 г.

Достоинства и недостатки. Безусловное достоинство REI и FC , делающее их крайне привлекательными для межстрановых сопоставлений, — большая выборка стран, по которым имеются данные. Ни по одному другому индикатору такой базы, к сожалению, нет.

Но, будучи в чем-то схожим с EPL , REI имеет и те же самые недостатки (субъективизм при определении весов и шкал для различных факторов, слабое отражение инфорсmenta), которые к тому же усугубляются куда меньшей прозрачностью методики расчетов по сравнению с EPL и возможными ошибками в интерпретации норм и понимании терминов единого опросника со стороны экспертов. Кроме того, оценка для представительного работника и представительного предприятия, хотя и призвана обеспечить сравнимость получаемых показателей по странам, приводит к тому, что REI и его компоненты оценивают жесткость защиты занятости для наиболее защищенных категорий работников, тем самым завышая ее.

В целом REI является по своему характеру скорее политическим индикатором, на основе которого строятся рейтинги стран по условиям ведения бизнеса, нежели показателем, который может считаться в достаточной мере качественным для проведения исследований [Berg, Cazes, 2007]. И с этой точки зрения EPL , создававшийся прежде всего в исследовательских целях, имеет свои видимые преимущества.

3.3. Ожидаемые прямые затраты по исполнению 333 (JS)

Методика. Данный подход к оценке жесткости 333 схож с подходом Э. Лейзира [Lazear, 1990] и впервые был предложен в работе [Heckman, Pagés, 2000]. Дж. Хекман и К. Пейджес решили ограничиться оценкой лишь прямых затрат работодателя в связи с увольнением работника (JS), причем ожидаемых в момент найма или любой последующий момент в работе последнего.

Индикатор JS рассчитывается как приведенная сумма выплат в момент времени t в связи с увольнением по экономическим причинам работника, работающего по бессрочному трудовому договору на условиях полной занятости, по следующей формуле¹⁶:

$$JS_t = \sum_{i=1}^T \left(\frac{1}{1+r} \right)^i (1-d)^{i-1} d \times (D_{t+i} + NP_{t+i} + SP_{t+i} + u \times C_{t+i}),$$

где i — количество лет стажа работника (максимальный стаж работы на одном предприятии принимается за $T = 20$ лет); r — ставка дисконтирования (принимается авторами за 8%¹⁷); d — вероятность увольнения работника в году t (принимается за 12%¹⁸); D — задержка перед началом уведомления, месяцы; NP — период уведомления, месяцы; SP — размер выходного пособия, месяцы; C — компенсация в дополнение к стандартному выходному пособию в случае необоснованного увольнения, месяцы; u — вероятность того, что увольнение будет признано необоснованным (принимается за 0,5 для стран, где характеристики работника не могут стать основанием увольнения или увольнение должно быть заме-

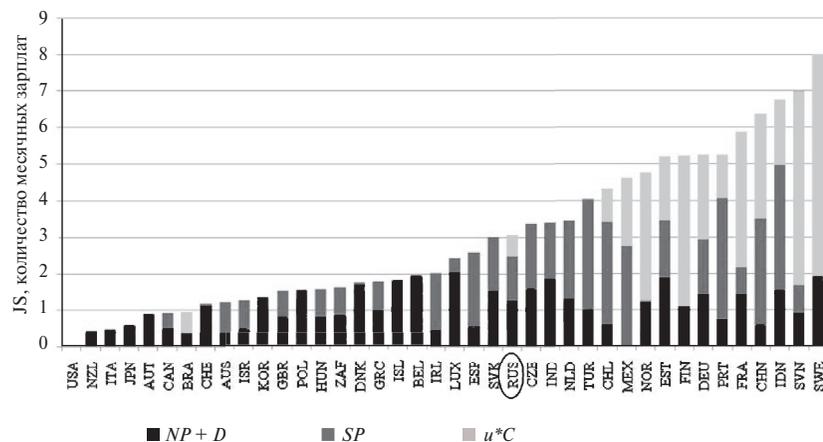
¹⁶ Данная формула по сравнению с [Heckman, Pagés, 2003] дополнена компонентом D (задержка перед началом уведомления) согласно предложению [Venn, 2009], но из нее исключен компонент, отвечающий за надбавку за выслугу лет, которая выплачивается работнику в момент увольнения сверх выходного пособия в странах Латинской Америки и Австрии, в связи со сложностью их оценки по имеющимся данным.

¹⁷ Установлено [Heckman, Pagés, 2003] на основе данных по доходности диверсифицированных портфелей международных ценных бумаг.

¹⁸ Установление единой вероятности увольнения позволит избежать эндогенности при дальнейшем включении JS в эконометрические модели.

нено/предварено переводом/переобучением работника, и за ноль в остальных случаях). *JS* придает больший вес затратам на увольнение в том случае, если оно происходит при небольшом стаже работы индивида на предприятии (ставка дисконтирования в этом случае меньше), что вполне может соответствовать действительности, если, например, принять в расчет возможные потери инвестиций, сделанные работодателем в его специфический человеческий капитал.

Данные. Используя данные, собранные ОЭСР о 333 в 40 странах мира за 2008 г., мы оценили ожидаемые прямые затраты работодателя на увольнение одного работника по экономическим причинам, предполагая 20-летнюю продолжительность его работы на предприятии. Полученные нами результаты представлены на рис. 7 и в приложении (табл. П3). Россия в исследуемой группе стран имеет средние показатели по ожидаемым прямым затратам работодателя на увольнение наряду с другими странами переходной экономики: Чехией, Словакией и Эстонией. Минимальные значения показателя, как и в случае с *EPL*, наблюдаются для англосаксонских государств, а также Италии, Японии и Бразилии.



Источник: Расчеты автора по OECD Indicators of Employment Protection (<http://www.oecd.org/employment/protection>).

Рис. 7. Ожидаемые прямые затраты работодателя на увольнение одного работника по экономическим причинам (*JS*) по состоянию на 2008 г. (Франция и Португалия – 2009 г.) в разбивке на три составляющие: период уведомления работников с учетом задержки перед его проведением (*NP + D*), выходное пособие (*SP*) и денежная компенсация в связи с незаконным увольнением (*C*) пропорционально вероятности последнего (*u*). Все показатели выражены в количестве месячных зарплат

Преимущества и недостатки. Основным преимуществом показателя ожидаемых затрат, связанных с соблюдением 333, является то, что с его помощью можно не просто ранжировать страны по жесткости 333 и отслеживать ее изменения во времени, но и судить об абсолютной и относительной величине различий между странами или периодами времени, точнее оценивать структуру прямых затрат работодателя. Для *JS* свойственна куда меньшая степень субъективизма, чем для *EPL* и *REI*, и он в меньшей степени страдает от недостатков агрегирования. Кроме того, методика, лежащая в основе *JS*, позволяет использовать его не только в международных сопоставлениях, но и в исследованиях, построенных на основе микроданных (например, по предприятиям), и рассчитывать средние ожидаемые затраты на увольнение в денежном выражении для каждого конкретного работника в рамках решения управленческих задач.

С другой стороны, «за кадром» при этом остаются другие элементы защиты занятости, в том числе регулирование занятости временных работников, а также, как и в случае с *EPL* и *REI*, охват 333 и его инфорсмент.

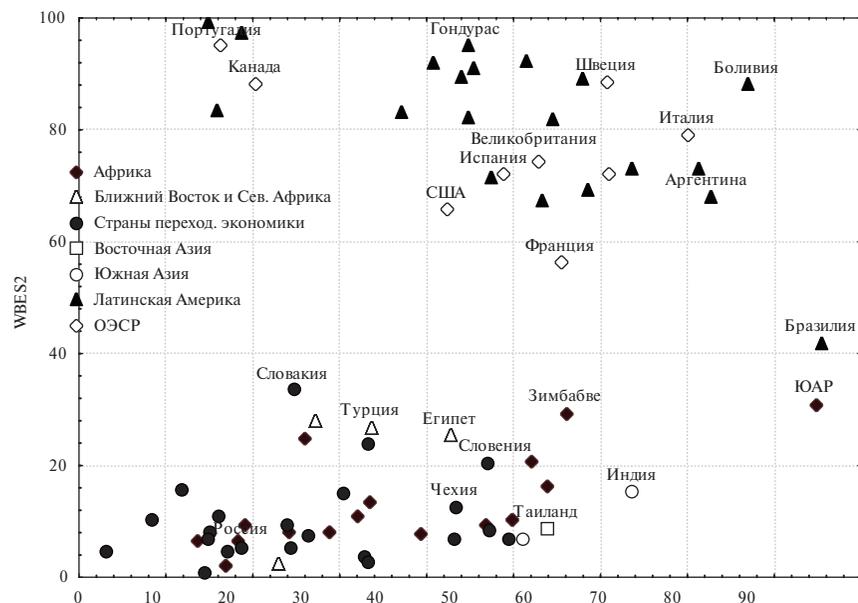
3.4. Опросы работодателей

Методика и данные. Альтернативным источником получения информации о жесткости защиты занятости в разных странах являются опросы работодателей. Обычно они проводятся в рамках оценки инвестиционного климата или уровня конкурентоспособности экономики в разных странах (например, опрос Всемирного банка «Investment Climate Survey», опрос в рамках доклада Мирового экономического форума «Global Competitiveness Report», опросы Международной ассоциации работодателей – International Organization of Employers и др.).

В качестве примера приведем результаты опроса Всемирного банка относительно условий ведения бизнеса «World Business Environment Survey»¹⁹, который был проведен среди более чем 10 тыс. фирм в 81 стра-

¹⁹ Данный опрос был выбран нами в качестве примера в связи с тем, что его результаты доступны в виде микроданных по каждому опрошенному предприятию (см. World Business Environment Survey. International Finance Corporation. The World Bank Group (<http://www.ifc.org/ifcext/economics.nsf/Content/IC-WBES>)). В каждой стране пытались охватить опросом по крайней мере 100 предприятий. За исключением 10 стран, по большей части африканских, это удалось. Всемирный банк и в 2000-х гг. проводил подобные опросы: начиная с 2002 г. он регулярно проводит обследования предприятий (Enterprise Survey), методика которых сопоставима с описываемой в тексте, за исключением того, что с 2008 г. изменилась формулировка вопроса о том, создает ли регулирование рынка труда препятствия для развития предприятия: теперь респондент может выбрать из пяти

не мира в конце 1990 — начале 2000-х гг. Анкета помимо прочего включала вопросы, в которых респонденты должны были оценить, насколько регулирование рынка труда ограничивает возможности развития их бизнеса (по четырехбалльной шкале) и как часто государство вмешивается в решение вопросов занятости на предприятии (по шестибальной шкале). Результаты ответов на эти вопросы представлены на рис. 8 и в приложении (табл. ПЗ).



Источник: расчеты автора по данным World Business Environment Survey. International Finance Corporation. The World Bank Group (<http://www.ifc.org/ifcext/economics.nsf/Content/IC-WBES>).

Рис. 8. Доля работодателей, которые считают, что регулирование рынка труда умеренно или значительно препятствует эффективной работе их предприятия (*WBES1*, % от числа респондентов в данной стране), и доля работодателей, которые указывают на частое вмешательство государства в решение вопросов занятости на предприятии (*WBES2*, % от числа респондентов в данной стране), по группам стран

вариантов ответов вместо четырех (см.: <https://www.enterprisesurveys.org/Methodology/>).

Получается, что большая часть опрошенных российских работодателей не считала на момент опроса действующее регулирование трудовых отношений препятствующим ведению их бизнеса²⁰, и в подавляющей части случаев, по их замечаниям, государство не вмешивалось в решение вопросов занятости. По обоим показателям ситуация в России видится более либеральной, чем в среднем по представленным группам стран. Наиболее жесткими считают ограничения, связанные с трудовым законодательством, работодатели Южной Азии, Латинской Америки и стран ОЭСР, хотя только в двух последних группах стран сильно вмешательство государства. Возможно, такие показатели являются следствием индивидуального понимания респондентами того, что они считают вмешательством, что вкладывают в понятие «государство» (какие государственные органы, например), а также как они для себя измеряют частоту вмешательства. Ну и, кроме того, регулирование рынка труда не ограничивается 333 и, вполне возможно, включает такие элементы, которые действительно жестко регулируются в странах ОЭСР (например, нормы по охране труда и технике безопасности).

Мы также можем предположить, что восприятие работодателями жесткости трудового законодательства отражает не только строгость формальных норм, но и силу инфорсmenta и возможности использования нестандартных трудовых контрактов. Тогда получится, что, хотя в странах переходной экономики и странах Южной Европы²¹ 333 формально находится в пределах от умеренного до жесткого, работодатели не считают его существенным ограничением для себя, что может свидетельствовать как о слабом инфорсменте, так и о распространении нестандартных форм занятости в них.

Характерно, что и в России, и в большинстве других стран малые предприятия реже видят препятствия для успешного ведения своего бизнеса в нормах регулирования рынка труда по сравнению со средними и крупными, что также может свидетельствовать о более слабом охвате их 333 и (или) механизмами его инфорсmenta.

²⁰ Это подтверждается и результатами опроса среди 1000 крупных и средних российских предприятий, которые приводятся в [Desai, Goldberg, 2007]. Здесь уже есть возможность выделить из всех направлений трудового законодательства ограничения, связанные с наймом и увольнением. Так, 19% менеджеров указали, что эти ограничения создают серьезные трудности для функционирования их бизнеса, хотя среди предприятий с избыточной численностью работников таковых насчитывается более 25%. Но в любом случае это гораздо меньше доли тех, кто не считал трудовое законодательство серьезным препятствием для успешного ведения своего бизнеса на тот момент времени.

²¹ За исключением Италии.

Преимущества и недостатки. Результаты опросов работодателей в отличие от индикаторов *EPL*, *REI*, *FC* и *JS* свидетельствуют не о фактической и формальной строгости ЗЗЗ, а о воспринимаемой. Поэтому их можно использовать в рамках моделей, оценивающих, как это восприятие непосредственно влияет на принятие работодателями решений в отношении найма, обучения, увольнения работников [Pierre, Scarpetta, 2004].

С другой стороны, широкому использованию этих результатов в междо-страновых сопоставлениях мешает высокая степень их субъективности, так как ответ каждого респондента зависит от понимания им формулировки вопроса, интерпретации его содержания, а также от экономического положения компании (успешные предприятия склонны считать ограничения менее жесткими) и условий ведения бизнеса в стране (то, что в одной стране кажется строгим, в другой может считаться либеральным) [Pierre, Scarpetta, 2004].

Подводя итог рассмотрению индикаторов, с помощью которых можно оценивать жесткость ЗЗЗ в разных странах, заметим, что они не являются в достаточной мере сравнимыми друг с другом: они отличаются по охвату элементов ЗЗЗ, методике их количественной оценки и агрегирования, предпосылкам, которые лежат в основе этих расчетов. Тем не менее все они оценивают ЗЗЗ с позиции затрат, которые вынужден нести работодатель в связи с его исполнением. Наиболее проблемными областями для индикаторов, оценивающих формальную жесткость ЗЗЗ, на данный момент остаются учет охвата занятых этими нормами и эффективность его инструмента. Это особенно актуально в свете распространения нестандартных форм занятости и расширения странового охвата исследований за счет развивающихся и переходных экономик.

4. Проблема влияния законодательства о защите занятости на рынок труда

Говоря о влиянии ЗЗЗ на рынок труда, необходимо разделять его влияние, с одной стороны, на состояние рынка труда (например, на равновесный уровень и структуру занятости и безработицы), а с другой — на его подстройку, гибкость, поведение на разных стадиях бизнес-цикла [Addison, Teixeira, 2001; Heckman, Pagés, 2003]. Необходимость такого разделения вызвана тем, что ЗЗЗ повышает не только затраты работодателя в расчете на одного работника, но и затраты, связанные с изменением численности

персонала. В первом случае нас интересует статический аспект функционирования рынка труда, во втором — динамический²².

Статические модели спроса на труд и функционирования рынка труда. Наиболее простая модель статического равновесия, в рамках которой может быть рассмотрено влияние затрат на увольнение, — это неоклассическая модель спроса и предложения труда. В соответствии с ней повышение затрат на персонал вследствие ЗЗЗ приведет к тому, что производить прежний объем продукции или услуг фирмам станет невыгодно, объем выпуска снизится, а с ним в результате действия эффекта масштаба снизится и оптимальный объем ресурсов. При этом результирующее влияние на численность занятых будет зависеть от взаимозаменяемости труда и капитала, а также гибкости рабочего времени и заработной платы.

Так, если предложение труда не является абсолютно эластичным, а зарплата и рабочее время гибкие, то часть затрат работодателей на увольнение работников будет компенсирована сокращением равновесной ставки заработной платы и продолжительности рабочего времени и ЗЗЗ не окажет столь значительного влияния на численность занятых независимо от степени своей жесткости. И наоборот, если заработная плата и рабочее время являются жесткими к понижению, например, под воздействием института коллективных переговоров и влияния профсоюзов, то в случае жесткого ЗЗЗ работодатель будет вынужден отказаться по крайней мере от части увольнений и не сможет компенсировать свои потери в связи с сохранением избыточной численности работников (если только не полагаться на естественную текучесть кадров).

Динамические модели спроса на труд и функционирования рынка труда. Поскольку затраты в связи с исполнением ЗЗЗ работодатель несет на этапе изменения численности работников (найма или увольнения), ЗЗЗ приводит к изменению межвременного равновесия спроса на труд, которое обычно анализируется в рамках моделей потоков на рынке труда и моделей динамического равновесия. В соответствии с ними в условиях существования ЗЗЗ работодатели в периоды, когда спрос сокращается, уволят меньшее количество работников, чем они сделали бы в отсутствие этих ограничений. В периоды роста, принимая решение о найме, работодатели будут учитывать не только зарплату работника и затраты на его наем как таковой, но и будущие затраты на увольнение, или,

²² Здесь мы придерживаемся классификации [Heckman, Pagés, 2003], которая разделяет институты, создающие статические издержки и влияющие на уровень занятости, и институты, создающие динамические издержки и влияющие на потоки на рынке труда.

иначе, скрытые издержки найма [Bentolila, Bertola, 1990]. Как следствие, ожидаемые затраты на одного работника возрастут и работодатель будет вынужден сократить объем найма.

Таким образом, циклические колебания занятости станут меньше, снизятся приток и отток из занятого населения. И если Дж. Бертола [Bertola, 1990] считает, что эти явления компенсируют друг друга и уровень занятости населения в результате не изменится, то в совместной работе с С. Бентолила [Bentolila, Bertola, 1990] он указывает на возможную неоднозначность исхода, зависящую от относительного сокращения объема увольнений и найма. Так, отрицательное влияние на наем будет тем выше, чем выше темпы экономического роста и производительности труда, выше текучесть кадров и (или) выше ставка, по которой работодатель дисконтирует будущие потоки выгод и издержек, т.е. чем больше он отдает предпочтение настоящему по сравнению с будущим и чем выше условия неопределенности. Кроме того, увеличение затрат на увольнение повысит средний срок работы на одном предприятии, что отдалит по времени период несения этих издержек, а значит, в момент найма этот прирост затрат будет дисконтироваться по более высокой ставке и окажет меньшее влияние, чем такой же прирост, но при меньшем абсолютном объеме затрат на увольнение. Поэтому если затраты на увольнение являются слишком высокими, а зарплата – жесткой к понижению, объем увольнений уменьшится гораздо сильнее, чем объем найма (несимметричность предельного влияния издержек увольнения), что приведет к росту среднего уровня занятости, как это ни парадоксально на первый взгляд. В связи с такой несимметричностью верно и обратное: либерализация ЗЗЗ сильнее отразится на склонности работодателей к увольнению, чем к найму, что вопреки ожиданиям может негативно сказаться на уровне занятости населения.

В дополнение к этому Ф. Блау и Л. Кан [Blau, Kahn, 1999] обращают внимание на важность функциональной формы спроса на труд. Если спрос на труд относительно эластичен в периоды спада экономики и относительно неэластичен в периоды роста, работодатель в периоды спада будет придерживать относительно большее количество излишней рабочей силы, а во время экономического роста, наоборот, отказываться от найма сравнительно небольшого числа работников. В результате при прочих равных условиях, средний уровень занятости возрастет. Но если изменить предпосылки этой модели и предположить, что спрос на труд менее эластичен в периоды спада и более эластичен в периоды роста, мы получим противоположный результат, а именно снижение среднего уровня занятости.

Таким образом, выводы теоретических моделей относительно влияния ЗЗЗ на уровень занятости нельзя признать однозначными.

Кроме того, если существуют сектора экономики, формы занятости или типы предприятий, полностью или частично не подпадающие под действие ЗЗЗ, у работодателей могут возникнуть стимулы к сокращению регулируемых видов деятельности взамен на слабо или нерегулируемые, относительно расширению найма на нестандартные рабочие места, а возможно, и дроблению на несколько мелких предприятий. Как мы отмечали в разделе 3, многие страны смягчили нормы ЗЗЗ в отношении временных работников, оставив при этом практически неизменным регулирование найма и увольнения постоянных. Ряд авторов (например, [Blanchard, Landier, 2002; Bassanini, Duval, 2006a]) считает это одной из причин увеличения доли первых в общей численности наемных работников и увеличения оборота рабочей силы²³. Аналогично сочетание жесткого ЗЗЗ и слабого инфорсмента могло способствовать росту занятости в неформальном секторе экономики в странах Латинской Америки [Heckman, Pagés, 2003], России [Гимпельсон, Капелюшников, 2006] и других странах с переходной экономикой [Rutkowski, Scarpetta, 2005].

Помимо того что в результате действия жесткого ЗЗЗ структура занятости может обогащаться за счет нестандартных форм, оно может сказываться и на составе рабочей силы. Так, если отказаться от предпосылки однородности рабочей силы и предположить, что она состоит из групп с разной средней производительностью труда, которая известна работодателю, в отличие от индивидуальной производительности каждого работника, тогда с появлением или ужесточением ЗЗЗ сокращение найма произойдет прежде всего за счет работников наименее производительной группы. Как правило, это касается молодежи, лиц старшего возраста и женщин.

С другой стороны, принимая во внимание возможность большей защищенности некоторых уязвимых групп занятых (например, в виде запрета увольнения беременных женщин или женщин, имеющих малень-

²³ Например, по данным OECD Employment Database, доля временных работников выросла с 1985 по 2008 г. в Италии – с 4,8 до 14%, в Нидерландах – с 7,6 до 18,3%, в Португалии – с 14,4 до 23,3%, в Испании – с 15,6 до 34,4% в 2006 г. Хотя из этого правила есть исключения: например, в Дании проводились подобного рода реформы, но доля временных работников на протяжении 20 лет колеблется вокруг 8–12%, не имея тенденции к увеличению. Возможно, здесь сыграла роль знаменитая датская концепция «flexicurity», т.е. сочетания гибкости (flexibility) с защитой занятости (security), одним из элементов которой является расширение возможностей занятости за счет использования гибких режимов рабочего времени.

ких детей, или определения выходного пособия и периода уведомления об увольнении в зависимости от возраста и (или) стажа работника) аналогично рассмотренному выше случаю чрезвычайно высоких затрат на увольнение, мы можем ожидать роста уровня занятости среди них. Как следствие, наем менее защищенных категорий работников (например, молодежи) на стандартные рабочие места сократится в еще большей степени, чем этого можно было бы ожидать при равных условиях защищенности.

Таким образом, существует вероятность, что жесткое ЗЗЗ при наличии возможностей расширения нестандартных форм занятости и взаимозаменяемости групп работников, отличающихся по производительности труда и степени защиты занятости, не приведет к сокращению не только уровня занятости, но и потоков на рынке труда. Это в еще больше повышает степень неоднозначности выводов теоретических моделей.

Что касается безработицы, то при прочих равных условиях существование затрат на увольнение может привести к увеличению ее средней продолжительности [Blanchard, 2005] вследствие сокращения потоков между занятостью и безработицей и эффектов длительности последней (обесценения человеческого капитала, негативного отбора). Как следствие, уровень безработицы может остаться неизменным, повыситься или понизиться в зависимости от относительного изменения этих потоков и перетока занятых и безработных в экономическую неактивность.

Отсутствие однозначных ответов на вопрос о влиянии ЗЗЗ на уровень занятости и безработицы в рамках теоретических моделей, а также наличие реальных примеров, когда страны со сравнимыми характеристиками рынков труда имели разные показатели жесткости ЗЗЗ (или наоборот), подстегивали не только эмпирические исследования в рассматриваемой области, но и совершенствование самих теорий.

С одной стороны, появилась точка зрения о том, что в зависимости от состояния других институтов рынка труда влияние защиты занятости может быть различным, т.е. институты оказывают влияние во взаимодействии друг с другом, выступая в качестве заменителей или дополнителей друг для друга²⁴ [Coe, Snower, 1997; Belot, van Ours, 2000]. Источники возникновения этой точки зрения обнаруживаются и в уже рас-

²⁴ Два института являются комплементарными, если при прочих равных условиях эффект от действия одного из них усиливается действием другого. Институты являются субститутами, если при прочих равных условиях эффект от действия одного из них ослабляется действием другого [Belot, van Ours, 2000].

смотренных моделях: в частности, когда мы рассматриваем действие ЗЗЗ в условиях гибкой или жесткой заработной платы, наличия или отсутствия у работников переговорной силы, той или иной степени щедрости пособий по безработице.

М. Бело и Ж. ван Урс [Belot, van Ours, 2000] выделяют два типа взаимодействий институтов рынка труда – специфические и системные. С их точки зрения, ЗЗЗ является институтом, который влияет на эластичность спроса на труд по заработной плате, а такие институты будут взаимодействовать с теми, которые определяют положение кривых спроса и предложения (системой пособий по безработице и регулированием товарных рынков). Подобные взаимодействия – между отдельными институтами – носят название специфических. Как правило, предполагается, что ЗЗЗ и система пособий по безработице являются субститутами, а ЗЗЗ и регулирование товарных рынков – комплементарными. Кроме того, эффект от предельных изменений ЗЗЗ может зависеть от общего состояния институциональной среды рынка труда (ее «средней» жесткости или либеральности). Подобные взаимодействия носят название системных. Так, установление или ужесточение ЗЗЗ тем сильнее отразится на равновесном уровне занятости, чем дружелюбнее (либеральнее) по отношению к занятости была институциональная среда изначально [Bassanini, Duval, 2006a]. Наличие и специфических, и системных взаимодействий означает, что для большего положительного эффекта институты рынка труда необходимо реформировать не по отдельности, а в «пакете реформ».

Помимо предположения о взаимном влиянии институтов на рынок труда среди исследователей возникло предположение о том, что институты взаимодействуют и с экономическими шоками; иными словами, их влияние может быть несимметричным относительно фаз экономического цикла. Можно выделить два типа, а точнее, способа взаимодействия институтов рынка труда и экономических шоков [Blanchard, Wolfers, 2000]: с одной стороны, институты могут определять результат воздействия шоков на занятость, безработицу и другие характеристики рынка труда; а с другой – они могут влиять на устойчивость этих показателей во времени. Последнее происходит в том случае и в той степени, в которых институты рынка труда меняют давление безработицы на зарплату (если уменьшают, безработица получает «иммунитет» к шокам). В частности, мы можем ожидать, что жесткое ЗЗЗ не только смягчит первоначальное влияние негативного экономического шока на уровень безработицы (через сокращение числа увольнений), но и не позволит ему «оперативно» снизиться по завершении шока, так как работодатели не

только уменьшат объем найма, но и в еще большей степени потеряют возможность снижать заработную плату работникам, которые, будучи защищенными, получают дополнительную силу в процессе коллективных переговоров. Это означает, что жесткое ЗЗЗ вероятнее всего сократит давление безработицы на уровень зарплат.

В целом экономическая теория труда не дает однозначных ответов на вопрос о прямом влиянии ЗЗЗ на уровень занятости и безработицы. Несколько большая, хотя и неполная, однозначность присутствует в отношении эффектов, оказываемых ЗЗЗ на потоки на рынке труда (стабилизация стандартной занятости и увеличение длительности безработицы) и его структуру (возможное распространение нестандартных форм занятости, в том числе за счет наименее защищенных и производительных категорий работников — молодежи и женщин трудоспособного возраста), а также в отношении косвенного влияния ЗЗЗ, через взаимодействие с другими институтами и с экономическими шоками. Все эти предположения, однозначные и неоднозначные, пытаются обосновать или опровергнуть с помощью эмпирических исследований.

5. Методика эмпирических исследований влияния ЗЗЗ на рынок труда на основе панельных данных по нескольким странам

5.1. Данные и переменные

Большая часть эмпирических исследований влияния ЗЗЗ на рынок труда начиная с 1990 г. строилась на использовании панельных данных, где в качестве объектов наблюдения выступают страны (чаще всего ОЭСР в силу доступности необходимой информации по ним).

В оцениваемые спецификации уравнений для зависимости занятости или безработицы от жесткости ЗЗЗ, которые мы подробно рассмотрим ниже, как правило, включают индикаторы, отражающие состояние других институтов рынка труда помимо ЗЗЗ и — чуть реже — товарных рынков, макроэкономические параметры и характеристики демографической структуры населения. (Примеры конкретных исследований см. в электронной версии данной работы (табл. П4): <http://new.hse.ru/C3/C18/preprintsID/default.aspx>).

К учитываемым институциональным параметрам, как правило, относятся следующие (подробнее см. [Addison, Teixeira, 2001; Bassanini, Duval, 2006a]).

1. Система пособий по безработице, состояние которой измеряется с помощью коэффициента замещения заработной платы пособием по безработице (RR)²⁵ и длительностью получения последнего (DUR)²⁶. Как мы уже упоминали, с теоретической точки зрения система пособий по безработице и система защиты занятости могут рассматриваться как субституты. Поэтому если щедрость пособий по безработице и жесткость ЗЗЗ отрицательно связаны с занятостью и положительно с безработицей, то в отсутствие переменных по системе пособий мы получим заниженные (по абсолютному значению) оценки влияния ЗЗЗ на эти показатели.

2. Активные программы на рынке труда, которые обычно отражаются в уравнениях с помощью отношения затрат на активные программы по содействию занятости в расчете на одного безработного к среднему ВВП ($ALMP$). Предполагается, что реализация этих программ должна сокращать уровень безработицы и увеличивать уровень занятости. Необходимо учитывать, что в некоторых странах участники активных программ могут относиться к занятым, а не к безработным и проводить соответствующую коррекцию²⁷.

3. Профсоюзы и система коллективных переговоров, для оценки состояния которых обычно используются показатели охвата профсоюзами (UD)²⁸, охвата коллективными договорами ($UCOV$)²⁹, централизации

²⁵ Отношение размера пособия по безработице к средней заработной плате. Может рассчитываться для представительного работника (определенного возраста, семейного статуса, с определенным уровнем зарплаты на последнем месте работы) либо как средний показатель по всем группам.

²⁶ Максимальное количество месяцев, в течение которых безработный обладает правом на получение пособия. Может оцениваться для представительного работника либо в среднем для всех категорий безработных, либо как расчетная величина по формуле

$$DUR = \alpha \frac{RR_{2-3}}{RR_1} + (1 - \alpha) \frac{RR_{4-5}}{RR_1}, \text{ где } RR_1 - \text{коэффициент замещения зарплаты пособием}$$

для первого года безработицы; RR_{2-3} — второго и третьего (в среднем); RR_{4-5} — четвертого и пятого (в среднем); α — весовой коэффициент (обычно берется значение выше 0,5, например 0,6) [Nickell, Nunziata, 2001]. Указанная формула может быть модифицирована для других значений RR (оцененных для других сроков безработицы).

²⁷ Отметим, что при включении переменной $ALMP$ в уравнение для уровня безработицы может возникнуть проблема эндогенности, если рост уровня безработицы приводит к расширению активных программ на рынке труда.

²⁸ Доля занятых, являющихся членами профсоюзов.

²⁹ Доля занятых, охваченных коллективными договорами. Может отличаться от показателя охвата профсоюзами, если условия коллективных договоров распространяются на всех занятых в отрасли или регионе.

(*CENT*)³⁰ и координации (*COOR*)³¹ переговоров; последние два показателя могут объединяться в один — степень корпоративизма (*CORP*)³². Обычно считается, что ЗЗЗ и охват профсоюзами и коллективными договорами выступают в роли комплементов, а значит, если оцениваемое уравнение занятости или безработицы не включает эти показатели, оценки для ЗЗЗ могут оказаться завышенными (по абсолютному значению). Отношения между ЗЗЗ и показателями структуры коллективных переговоров (централизации, координации, корпоративизма) оказываются более сложными. Так, считается, что форма зависимости между повышающим давлением на зарплату и степенью централизации имеет вид перевернутой U-образной кривой, а значит, наибольшее негативное воздействие централизации на занятость будет наблюдаться для средних уровней этого показателя, и в этом случае отрицательное воздействие ЗЗЗ на занятость и положительное на безработицу может усиливаться.

4. Налоговый клин (*TAX*), измеряемый как величина налогов на индивидуальные доходы, отчислений работников и работодателей в социальные фонды и любых отчислений из фонда оплаты труда в процентах от затрат на рабочую силу. В краткосрочном периоде налогообложение, повышая затраты работодателей на персонал, может приводить к снижению объема занятости. В долгосрочном периоде результат зависит от возможности переложить эти издержки на работников. Обычно эти возможности ограничены для низкооплачиваемых сотрудников, зарплата которых поддерживается снизу минимально установленным размером оплаты труда или условиями коллективных договоров. Поэтому для данной категории работников падение занятости более вероятно. Отсутствие этой переменной в уравнении занятости или безработицы может завышать (по абсолютному значению) оценку влияния на них со стороны ЗЗЗ.

5. Регулирование товарных рынков (*PMR*), для оценки которого ОЭСР разработала отдельный индекс, по своей методике похожий на *EPL* и отражающий уровень участия государства в экономике, барьеры для

³⁰ Обычно используется индекс, отражающий уровень, на котором проводятся коллективные переговоры (от национального до уровня отдельного предприятия), долю работников, зарплата которых определяется коллективными переговорами соответствующего уровня, и степень горизонтальной централизации [Eichhorst et al., 2008].

³¹ Степень, в которой стороны коллективных переговоров, относящиеся к нижним уровням (работодатели, профсоюзы), желают и способны повлиять на их исход. Обычно оценивается экспертным путем в виде индекса по шкале от 1 до 3, где 1 — низкий уровень координации, 2 — средний, 3 — высокий.

³² В этом случае обычно используется дамми-переменная, принимающая значение единица, если коллективные переговоры обладают высокой степенью централизации или координации, ноль — в остальных случаях [Bassanini, Duval, 2006a].

предпринимательской деятельности и ограничения для торговли и инвестиций (подробнее см. [Nicoletti et al., 2000]). Обычно жесткость регулирования товарных рынков и жесткость ЗЗЗ оказываются положительно коррелирующими друг с другом. Соответственно отказ от использования одного из этих индикаторов может приводить к завышению коэффициента при другом.

6. Минимальная заработная плата (*MIW*), которая включается в модель в виде индекса Кейтца³³. Предполагается, что высокий размер минимальной зарплаты отрицательно связан с уровнем занятости и положительно — с уровнем безработицы, т.е. исключение этой переменной может приводить к завышенным оценкам эффекта ЗЗЗ. Однако минимальная заработная плата существует, по крайней мере на общенациональном уровне, далеко не во всех странах. Там же, где она устанавливается в рамках коллективных договоров, возможны проблемы, связанные с расчетом этого показателя на страновом уровне. Поэтому зачастую исследователи отказываются от данного индикатора, считая, что показатели для профсоюзов и коллективных переговоров отражают основное давление, оказываемое на заработную плату.

Некоторые исследователи дополняют указанный перечень институтов и другими показателями, но это сравнительно редкая практика (см. в электронной версии данной работы (табл. П4): <http://new.hse.ru/C3/C18/preprintsID/default.aspx>).

Заметим, что при формировании массива данных по институтам исследователь помимо прочего должен принять решение о том, какова будет их периодичность. Дело в том, что ЗЗЗ и некоторые другие институты рынка труда сравнительно редко претерпевают значительные изменения, поэтому использование годовых данных с точки зрения качества эконометрического оценивания может быть не лучшим вариантом, хотя и встречается в ряде исследований (например, [Addison, Teixeira, 2003; Nickell, Nunziata, 2001; Nickell et al., 2002, 2005; Heckman, Pagés, 2003]). В основном работы строятся на данных, усредненных по пяти- или шестилетним интервалам. Это уменьшает проблему неизменности институтов в коротком периоде (в том случае, если исследователь использует варьирующиеся, а не фиксированные во времени показатели институтов) и возможного влияния циклических колебаний на изучаемые показатели рынка труда. Вместе с тем при таком подходе значительным образом сокращается количество наблюдений, а значит, и число степеней свободы по сравнению с использованием годовых данных.

³³ Отношение минимальной заработной платы к средней, или медианной, заработной плате.

Кроме того, мы можем не уловить краткосрочные эффекты, если они существуют. Поэтому окончательное решение о выборе периодичности и вариативности показателей институтов остается за исследователем.

Помимо характеристик институциональной среды в уравнения обычно включаются и макроэкономические параметры, которые призваны отражать экономические колебания, оказывающие влияние на зависимую переменную (подробнее см. [Nickell, Nunziata, 2001; Bassanini, Duval, 2006a]):

- 1) темп экономического роста (*GDPGR*), выраженный в темпах роста ВВП, в том числе исчисленного по паритету покупательной способности, на душу населения;
- 2) шоки объема выпуска (*OUTGAP*), измеряемые разницей между фактическим объемом производства и его трендом;
- 3) шоки совокупной производительности факторов производства (*TFP*), определяемые как отклонение логарифма *TFP* от его тренда;
- 4) шоки условий торговли (*TRADE*), оцениваемые с помощью отношения объема импорта к экспорту, умноженного на логарифм их относительных цен;
- 5) шоки реальной процентной ставки (*RINT*), показателем для которых может выступать отклонение доходности долгосрочных государственных облигаций от годового темпа инфляции;
- 6) шоки спроса на труд (*LDEM*), определяемые как логарифм доли труда в ВВП, очищенной от краткосрочного влияния цен на факторы производства;
- 7) шоки предложения денег (*MSUP*), выражающиеся через изменение прироста номинальной денежной массы, т.е. через разность второго порядка для логарифма предложения денег.

Наконец, в эконометрических моделях могут участвовать показатели, отражающие особенности демографической структуры населения или факторы предложения труда отдельных социально-демографических групп. Как правило, это касается уравнений для уровня занятости, реже — для уровня безработицы (см. в электронной версии данной работы (табл. П4): <http://new.hse.ru/C3/C18/preprintsID/default.aspx>). Среди этих параметров можно выделить следующие (подробнее см. [Lazear, 1990; Blau, Kahn, 1999; Addison, Teixeira, 2003; Bassanini, Duval, 2006b]):

- 1) для оценки зависимости уровня занятости всего населения и уровня занятости мужчин — доля лиц в основных трудоспособных возрастах (обычно 25–54 года) в общей численности населения;
- 2) для оценки зависимости уровня занятости женщин в основных трудоспособных возрастах — параметры, характеризующие уровень

социальной поддержки материнства и детства, налогообложения заработков второго работающего члена семьи, образования женщин, брачности и количества детей;

- 3) для оценки зависимости уровня занятости работников старшего возраста — неявное налогообложение (субсидирование) заработков после выхода на пенсию, возраст выхода на пенсию;
- 4) для оценки зависимости уровня занятости молодежи — уровень минимальной заработной платы для молодежи, когортный эффект (отношение численности молодежи к численности населения в трудоспособном возрасте), относительный уровень образования молодежи.

5.2. Спецификации

Переходя непосредственно к изложению основных подходов к эконометрическому оцениванию влияния ЗЗЗ на рынок труда, заметим, что единой методики здесь не существует, поэтому приводимые нами спецификации могут так или иначе отличаться от используемых в отдельных исследованиях (подробнее см. [Blanchard, Wolfers, 2000; OECD..., 2004, 2006; Bassanini, Duval, 2006a, 2006b, 2009; Vaccaro, Rei, 2007]).

1) *Прямое влияние ЗЗЗ на уровень безработицы* обычно оценивается с помощью следующей модели с применением обобщенного метода наименьших квадратов (ОМНК):

$$U_{it} = \alpha_i + \tau_t + \beta EPL_{it} + \sum_j \lambda_j X_{it}^j + \sum_k \mu_k Y_{it}^k + \sum_d \delta_d Z_{it}^d + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где i — индекс для страны; t — для периода времени; U — уровень безработицы³⁴; EPL — индекс защиты занятости³⁵; X^j — индикатор института j ; Y^k — макроэкономические параметры; Z^d — демографические параметры³⁶; α_i, τ_t — эффекты для страны i и периода t , соответственно; ε_{it} — век-

³⁴ Чаще всего используются уровни безработицы, определенные по стандартной методике Международной организации труда, реже — показатели структурной безработицы, т.е. очищенные от циклической составляющей (см., например, [Scarpetta, 1996]). В более ранних исследованиях [Nickell, Layard, 1999; OECD..., 1999] в качестве зависимой переменной брался логарифм уровня безработицы.

³⁵ Это необязательно должен быть индекс защиты занятости ОЭСР (*EPL*), — может быть и другой индикатор, отражающий жесткость ЗЗЗ.

³⁶ Во избежание громоздкости последующих спецификаций мы не будем включать демографические переменные в них. В действительности для уровня безработицы они крайне редко включаются в модель, особенно при относительно небольшом числе наблюдений и относительной неизменности демографической структуры во времени, и

тор случайных ошибок; β, λ, μ – коэффициенты модели, причем β и отражает прямое влияние 333 на уровень безработицы.

Включение в модель страновых эффектов необходимо для улавливания влияния упущенных переменных, специфичных для каждого объекта исследования, но не охваченных объясняющими переменными модели. При этом они могут включаться в модель как фиксированные или как случайные эффекты. В первом случае мы получаем возможность контролировать наличие упущенных переменных, не меняющихся во времени и, возможно, коррелирующих не только с уровнем безработицы, но и с другими объясняющими переменными. Во втором случае предполагается, что эти специфические для каждой страны эффекты случайно распределены между объектами исследования.

И хотя модели со случайными эффектами способны объяснить большую долю вариации данных, выбор в пользу фиксированных эффектов обычно подтверждается несколькими содержательными факторами: во-первых, выборка из нескольких стран обычно не является по своему характеру случайной; во-вторых, страновые эффекты и объясняющие переменные, включаемые в модель, не предполагаются независимыми (возможно, есть не поддающиеся измерению аспекты институциональной среды, влияющие не только на уровень безработицы, но и на включенные в модель институты рынка труда), а в этих условиях оценки в рамках модели со случайными эффектами будут несостоятельными.

С другой стороны, модель с фиксированными эффектами оказывается более чувствительной к ошибкам измерения [Gimpelson et al., 2008] – и это может быть особенно актуальным в исследованиях институтов, сложно поддающихся количественной оценке.

С формальной точки зрения можно провести специальные тесты для обоснованного и последовательного выбора между фиксированными и случайными эффектами: F -тест на наличие ненаблюдаемых страновых эффектов, LM -тест Бреуша – Пагана на наличие случайных эффектов и тест Хаусмана на наличие корреляции между случайными страновыми эффектами и остальными регрессорами.

Эффекты времени обычно включаются в модель как фиктивные переменные. Это дает возможность контролировать наличие общих для всех стран глобальных шоков, тогда как институты в каждой стране при такой спецификации объясняют отклонение фактического уровня безработицы от среднего уровня, спровоцированного этими шоками. Мы

тогда их влияние на уровень безработицы учитывается через страновые фиксированные эффекты.

обращаем на это внимание потому, что, например, в работах [IMF, 2003; Nickell et al., 2005] вместо общих для всех стран дамми-переменных времени предлагается использовать общие или специфические для каждой страны временные тренды, что оставляет остальным независимым переменным, в том числе институтам, задачу объяснения колебаний фактического уровня безработицы вокруг этого тренда. Но такой подход несколько уводит исследователей в сторону от ответа на вопрос о влиянии институтов на уровень безработицы и является менее предпочтительным.

2) *Косвенное влияние 333 на уровень безработицы через взаимодействие с другими институтами* обычно оценивается с помощью модели, включающей компоненты взаимодействия, выраженные в мультипликативной форме:

$$U_{it} = \alpha_i + \tau_t + \beta EPL_{it} + \sum_j \lambda_j X_{it}^j + \sum_k \mu_k Y_{it}^k + \gamma_{EPL,q} (EPL_{it} - \overline{EPL})(X_{it}^q - \overline{X}^q) + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

где в дополнение к предыдущей спецификации \overline{EPL} – это среднее значение индекса защиты занятости по данным всех стран за все периоды времени; X^q – индикатор института q , взаимодействие EPL с которым мы оцениваем; \overline{X}^q – среднее значение индикатора для института q по всем странам за все периоды времени; $\gamma_{EPL,q}$ – коэффициент модели. Заметим, что в уравнение (2) входит компонент взаимодействия только для одной пары институтов (333 и q), тогда как некоторые исследователи включают сразу несколько параметров для нескольких пар институтов. [Бассанини, Дюваль, 2006] предостерегают исследователей от этого, поскольку, чтобы оценки не получились смещенными, в уравнение придется включить компоненты всех неявных взаимодействий, т.е. все возможные сочетания институтов³⁷, а это резко снизит число степеней свободы. Если же предположить все неявные взаимодействия равными нулю, как это обычно делается, нужно по крайней мере показать, что выбранные сочетания сохраняют знак и значимость независимо от специфи-

³⁷ Если мы хотим включить в модель параметры взаимодействия, в которых в общей сложности участвует n институтов, то число этих параметров составит согласно правилам комбинаторики $\sum_{i=2}^n C_n^i = \sum_{i=2}^n \frac{n!}{i!(n-i)!}$ (т.е. предполагаются сочетания не только в виде пар институтов, но и троек, четверок и т.д.), что, например, для пяти институтов составит 26 слагаемых.

кации и особенно от включения дополнительных компонентов взаимодействия.

Из уравнения (2) следует, что частная производная уровня безработицы по индексу защиты занятости равна $\frac{\partial U}{\partial EPL} = \beta + \gamma_{EPL,q}(X_i^q - \bar{X}^q)$,

где β отвечает за прямое влияние 333 на уровень безработицы, а $\gamma_{EPL,q}$ — за косвенное. Если $\gamma_{EPL,q} < 0$ и значим, то предельный эффект, выражающийся в изменении уровня безработицы в ответ на малое приращение EPL , будет тем больше, чем ниже значение X^q , т.е. чем либеральнее по отношению к занятости институт q .

Уравнение (2) оценивается с помощью нелинейного метода наименьших квадратов (НМНК). Одной из сложностей при этом становится решение проблемы упущенных взаимодействий, которые могут искажать полученные оценки. Для ее решения предлагается для каждого компонента $(EPL_i - \bar{EPL})(X_i^q - \bar{X}^q)$ использовать инструментальную переменную $(EPL_i - \bar{EPL}_i)(X_i^q - \bar{X}_i^q)$, где \bar{EPL}_i и \bar{X}_i^q — средние значения соответствующих индикаторов, рассчитанные для каждой страны по всему временному ряду, либо в качестве альтернативы расширить спецификацию уравнения (2), включив в нее все возможные взаимодействия EPL и X^q , с одной стороны, и фиксированных эффектов для стран, с другой. Первый метод является предпочтительным, если F -тест подтвердит значимость инструмента.

Оба решения проблемы дают содержательные преимущества по сравнению с базовой версией уравнения (2). Дело в том, что одни и те же институты могут по-разному функционировать в разных странах независимо от их успехов или неудач в других государствах [Freeman, 2008], поэтому корректнее для компонентов взаимодействия брать отклонения институциональных индикаторов от среднего показателя для данной страны, а не для всей выборки.

Заметим, что уравнение (2) позволяет сделать заключение лишь о специфических взаимодействиях институтов. Для тестирования предположения о взаимодействии 333 с общим состоянием институциональной среды рынка труда используется следующее нелинейное уравнение:

$$U_i = \alpha_i + \sum_j \lambda_j X_i^j + \sum_k \mu_k Y_i^k + \sum_h \left(\gamma_h (X_i^h - \bar{X}^h) \left(\sum_j \lambda_j (X_i^j - \bar{X}^j) \right) \right) + \varepsilon_i, \quad (3)$$

где обозначения такие же, как для уравнения (2), за тем лишь исключением, что EPL входит в состав вектора X , состоящего из j институциональных переменных. Компонент $\sum_j \lambda_j (X_i^j - \bar{X}^j)$ отражает общее состояние институциональной среды. Параметры λ_j и γ_h оцениваются одновременно с помощью НМНК или методом максимального правдоподобия (ММП), λ_j показывает прямой эффект института j при $X_i^j = \bar{X}^j$,

т.е. для гипотетической страны, все индикаторы институтов которой находятся на среднем для панели уровне. γ_h указывает на силу взаимодействия между институтом h и общим состоянием институциональной среды: если $\gamma_h < 0$ (> 0), то они являются комплементарными (субститутами).

При оценивании уравнения (3) может возникнуть та же проблема, что и в случае уравнения (2), а именно возможная корреляция индикаторов некоторых институтов с ненаблюдаемыми, постоянными во времени параметрами уровня безработицы. Поэтому предлагается оценивать расширенную версию уравнения (3), включающую в себя слагаемое из взаимодействий институтов и фиксированных страновых эффектов:

$$\sum_s \left(\eta_s (I_i^s - \bar{I}^s) \left(\sum_j \lambda_j (X_i^j - \bar{X}^j) \right) \right), \text{ где } I_i^s \text{ — это дамми-переменная, кото-}$$

рая принимает значение единица для страны s и ноль в остальных случаях, η_s — оцениваемый параметр. В данном случае не используется метод инструментальных переменных, так как это сильно усложнило бы расчеты (максимизацию совместной функции правдоподобия).

Кроме того, уравнение (3) отличает от уравнения (2) наличие сразу нескольких компонентов, отвечающих за взаимодействие различных пар институтов. Чтобы оценки не получились смещенными, в итоговой спецификации лучше оставить только значимые компоненты, последовательно исключая незначимые.

3) *Косвенное влияние 333 на уровень безработицы через взаимодействие с шоками* оценивается по-разному в зависимости от того, идет ли речь о наблюдаемых или ненаблюдаемых шоках.

В первом случае эффекты времени заменяются на переменные, характеризующие макроэкономические шоки, и оценивается одно из уравнений следующего вида:

$$U_i = \alpha_i + \left(\sum_l \varphi_l Y_i^l \right) \left(1 + \sum_p \gamma_p (\bar{X}_i^p - \bar{X}^p) \right) + \varepsilon_i, \quad (4)$$

$$U_{it} = \alpha_i + \beta EPL_{it} + \sum_j \lambda_j X_{it}^j + \left(\sum_l \phi_l Y_{it}^l \right) \left(1 + \sum_p \gamma_p (\bar{X}_i^p - \bar{X}^p) \right) + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

где в дополнение к предыдущей спецификации Y_{it} – вектор из l макроэкономических параметров шоков, произошедших в стране i в период t ³⁸; X^p – индикатор института p , взаимодействие которого с шоками мы оцениваем (включая EPL); причем \bar{X}^q – это среднее значение индикатора для всей панели; \bar{X}_i^p – среднее значение индикатора для страны i за весь имеющийся временной ряд; ϕ_l – коэффициенты модели.

Во втором случае для ненаблюдаемых шоков также есть два варианта эконометрических моделей, и в обоих из них роль переменной, отражающей ненаблюдаемые шоки, общие для всех стран в выборке, играет эффект времени – τ_t :

$$U_{it} = \alpha_i + \tau_t \left(1 + \sum_p \gamma_p (\bar{X}_i^p - \bar{X}^p) \right) + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

$$U_{it} = \alpha_i + \beta EPL_{it} + \sum_j \lambda_j X_{it}^j + \tau_t \left(1 + \sum_p \gamma_p (\bar{X}_i^p - \bar{X}^p) \right) + \varepsilon_{it}, \quad (7)$$

где используются те же обозначения, что и в уравнениях (1) и (4).

Коэффициент γ_p в данном случае может быть интерпретирован как дополнительное влияние³⁹ шока на уровень безработицы, если индикатор института p превысит среднее значение по объединенной выборке на единицу.

В уравнениях (4) и (6) все институты, включая 333, не меняются во времени (берется средняя за весь временной промежуток для каждой страны), а это чревато мультиколлинеарностью. О. Бланшар и Дж. Вольферс [Blanchard, Wolfers, 2000] предлагают последовательное решение этой проблемы: для начала оценить уравнение (4) или (6), включая в него все возможные пары институты, и исключить из дальнейшего анализа те из них, которые хотя бы в одном из оцененных уравнений окажутся незначимыми; затем оставшиеся институты включать тройками, четверками и т.д. В итоговой спецификации должны остаться только те

³⁸ Шоки могут измеряться как уровни или как отклонение фактического показателя в стране i в период t от среднего или базового для данной страны уровня за весь период наблюдений.

³⁹ Основное (прямое) влияние шока на уровень безработицы отражается коэффициентом ϕ_l в уравнениях (4) и (5) и коэффициентом при дамми-переменной τ_t в уравнениях (6) и (7).

институты, которые значимо влияют на уровень безработицы через взаимодействие с шоками.

В уравнениях (5) и (7) помимо неизменных во времени включаются и стандартные индикаторы институтов, варьирующихся в течение всего периода наблюдений.

Все уравнения (4)–(7) оцениваются с помощью НМНК.

4) *Влияние 333 на устойчивость безработицы*: оценка уравнений (4)–(7) дает понять, насколько 333 и другие институты увеличивают или сокращают первоначальное влияние макроэкономических шоков на безработицу, но, как мы уже упоминали, 333 может влиять и на устойчивость безработицы во времени. Чтобы проверить это предположение и разделить влияние 333 на эти два канала, оценивается следующая динамическая модель с ненаблюдаемыми шоками (с помощью НМНК):

$$\Delta U_{it} = - \left(\phi - \sum_f \gamma_f (\bar{X}_i^f - \bar{X}^f) \right) U_{it-1} + \tau_t \left(1 + \sum_p \gamma_p (\bar{X}_i^p - \bar{X}^p) \right) + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (8)$$

где используются те же обозначения, что в уравнении (3); индикаторы институтов X в обоих слагаемых включают EPL ; ϕ – коэффициент, отражающий первоначальное изменение уровня безработицы под воздействием шока. При этом в уравнение во избежание мультиколлинеарности включаются только те переменные институтов, которые прошли процедуру отбора (последовательного исключения незначимых переменных). Кроме того, если для какого-то института оказывается значимым только один из коэффициентов γ_f или γ_p , то переменные для данного института исключаются из первого или второго слагаемого соответственно, и таким образом получается итоговая спецификация.

Первое слагаемое в уравнении (8) отражает эффект устойчивости безработицы во времени, второе – усиление первоначального влияния шока на безработицу под влиянием институтов. Если $\gamma_f > 0$ (< 0) и статистически значим, то это означает, что институт f увеличивает (уменьшает) устойчивость безработицы. Если $\gamma_p > 0$ (< 0) и статистически значим, то это означает, что институт p увеличивает (уменьшает) первоначальное воздействие макрошока на уровень безработицы.

5) *Влияние 333 на уровень занятости* может оцениваться с помощью уравнений, аналогичных (1)–(8), где вместо зависимой переменной уровня безработицы U_{it} выступает переменная уровня занятости E_{it} , который обычно измеряется как доля занятых в общей численности населения. Кроме того, если уравнения для уровня безработицы крайне редко включают в себя демографические параметры, то для уровня занятости это

практически обязательно. Обычно исследователи в отношении уровня занятости ограничиваются оценкой уравнений типа (1) и (2).

6) *Влияние 333 на уровень занятости отдельных социально-демографических групп*: обычно выделяют четыре социально-демографические группы: мужчины и женщины в основных трудоспособных возрастах, молодежь и лица старшего возраста. И поскольку уровни занятости для каждой из них не являются независимыми (между группами может существовать взаимозаменяемость), для оценки влияния, оказываемого на них со стороны 333, обычно используется система внешне не связанных между собой уравнений (*SUR*), случайные ошибки в которых коррелируют друг с другом. При этом обычно ограничиваются системой из двух уравнений, одно из которых относится к занятости мужчин в основных трудоспособных возрастах как наиболее «предпочтительной» для работодателей группы работников, а второе — к занятости альтернативной группы (женщин, молодежи или работников старшего возраста):

$$E_{it}^m = \alpha_i^m + \tau_i^m + \beta^m EPL_{it} + \sum_j \lambda_j^m X_{it}^j + \sum_k \mu_k^m Y_{it}^k + \sum_d \delta_d^m Z_{it}^{m,d} + \varepsilon_{it}, \quad (9)$$

$$E_{it}^f = \alpha_i^f + \tau_i^f + \beta^f EPL_{it} + \sum_j \lambda_j^f X_{it}^j + \sum_k \mu_k^f Y_{it}^k + \sum_d \delta_d^f Z_{it}^{f,d} + \zeta_{it}, \quad (10)$$

$$E_{it}^o = \alpha_i^o + \tau_i^o + \beta^o EPL_{it} + \sum_j \lambda_j^o X_{it}^j + \sum_k \mu_k^o Y_{it}^k + \sum_d \delta_d^o Z_{it}^{o,d} + \theta_{it}, \quad (11)$$

$$E_{it}^y = \alpha_i^y + \tau_i^y + \beta^y EPL_{it} + \sum_j \lambda_j^y X_{it}^j + \sum_k \mu_k^y Y_{it}^k + \sum_d \delta_d^y Z_{it}^{y,d} + \xi_{it}, \quad (12)$$

где в дополнение к параметрам уравнения (1) m, f, o, y — индексы соответственно для мужчин в основных трудоспособных возрастах (25–54 года), женщин в основных трудоспособных возрастах (25–54 года), работников старшего возраста (55–64 года), молодежи (15–24 года); Z — специфические для каждой группы параметры участия в рабочей силе⁴⁰; $\varepsilon_{it}, \zeta_{it}, \theta_{it}, \xi_{it}$ — случайные ошибки.

7) *Влияние 333 на структуру занятости*: здесь под структурой занятости мы понимаем ее разделение на стандартные и нестандартные формы. Логика исследования в данном случае похожа на логику предыдущего пункта. Если нас интересует влияние 333 на соотношение постоянных и временных работников, нам необходимо одновременно оценить внешне не связанные уравнения (*SUR*), в одном из которых зависимой

⁴⁰ Как мы уже указывали, эти параметры могут не включаться в уравнение для уровня занятости мужчин.

переменной выступает уровень постоянной занятости, в другом — временной, в первом уравнении среди объясняющих переменных есть индекс защиты постоянных работников, во втором — временных (возможно, и оба сразу). Выбор в пользу *SUR* объясняется возможной взаимозаменяемостью этих двух групп наемной рабочей силы. Аналогичный подход используется, если мы разделяем всех занятых на наемных работников и самозанятых, но в этом случае в качестве дополнительных независимых переменных в уравнении для самозанятости мы должны включить как показатели, отражающие охват данной категории нормами защиты занятости, так и факторы, влияющие на выбор между наемным трудом и самозанятостью (например, особенности налогообложения, административные барьеры и т.п.).

5.3. Проверка оценок на несмещенность и устойчивость

Чтобы утверждать, что полученные путем оценивания рассмотренных выше моделей результаты являются несмещенными и устойчивыми, т.е., проще говоря, можно им доверять и использовать их при разработке каких-либо рекомендаций, необходимо реализовать ряд специальных процедур, которые мы вкратце опишем в данном разделе. Заметим, что такой качественный анализ результатов эмпирических исследований влияния 333 и других институтов рынка труда получает все большее распространение в последнее время (см., например, [Addison, Teixeira, 2001, 2003; Vaccaro, Rei, 2007; Baker et al., 2003, 2006; Bassanini, Duval, 2006a, 2006b, 2009; Heckman, Pagés, 2003]). В ряде случаев это оборачивается тем, что доказываемая смещенность или неустойчивость оценок предшествующих исследований.

Проверка оценок на несмещенность. Существует несколько факторов, под воздействием которых оценки влияния 333 на уровень занятости или безработицы могут оказаться смещенными.

Во-первых, это возможное наличие упущенных переменных. Как правило, в межстрановых сравнениях это может быть связано с невозможностью полностью учесть или корректно количественно оценить некоторые особенности институциональной среды. (Отчасти о решении этой проблемы речь шла в разделе 5.2 при обсуждении спецификаций (1) и (2).)

Во-вторых, смещенность оценок может быть вызвана эндогенностью, когда существует обратное влияние зависимых переменных (в нашем случае занятости или безработицы) на объясняющие (в нашем случае институты рынка труда). Это может быть связано с тем, что во времена

высокой и устойчивой безработицы судебные органы более склонны вставать на сторону работников [Ichino et al., 2003], а государство — частично ослаблять требования 333 [Heckman, Pagés, 2003], в том числе под давлением международных организаций. Для проверки наличия эндогенности обычно используется тест Грейнджера отдельно для каждой институциональной переменной, для которой мы можем ожидать наличие обратного влияния на нее уровня безработицы.

Единого подхода к решению проблемы эндогенности не существует. Из наиболее часто используемого можно отметить переход от оценки уравнения (1) к уравнению, записанному в первых разностях⁴¹ (см., например, [Baccaro, Rei, 2007; Bassanini, Duval, 2009]):

$$U_{it} - U_{it-1} = \beta(EPL_{it} - EPL_{it-1}) + \sum_j \lambda_j (X_{it}^j - X_{it-1}^j) + \sum_k \mu_k (Y_{it}^k - Y_{it-1}^k) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad (13)$$

Оценка данного уравнения с лаговыми переменными в качестве инструментов для первых разностей и применением обобщенного метода моментов (ОММ) позволяет не только решить проблему эндогенности, но и «избавиться» от фиксированных эффектов, т.е. от влияния упущенных переменных (по крайней мере не варьирующихся во времени).

В работе [Heckman, Pagés, 2003] для решения проблемы эндогенности предлагается вводить в базовое уравнение или уравнение разностей переменные, которые бы контролировали вероятность реформ в сфере регулирования рынка труда или выбор момента для их реализации (если мы предполагаем, что они в основном происходят в неблагоприятные для экономики периоды). Например, в первом случае это могли бы быть показатели роста ВВП не только за текущий, но и за несколько предшествующих периодов, во втором — компоненты взаимодействия между изменениями институциональных переменных и периодом (в годах), прошедшим от низшей точки последнего экономического спада до текущего момента.

В-третьих, смещенность может возникать в результате автокоррелированности остатков. Это особенно характерно для моделей, построенных на годовых данных. В этих случаях можно оценивать базовое уравнение (1) с помощью доступного обобщенного метода наименьших квадратов (FGLS, или ДОМНК) с поправкой на автокорреляцию и гетероскедастичность остатков.

Наконец, еще одной причиной смещенности может быть мультиколлинеарность, т.е. коррелированность объясняющих переменных между собой. Как бороться с ней, мы уже описали в разделе 5.3 (после уравнения (7)), а именно нужно идти по пути постепенного включения переменных в модель или исключения их из нее, параллельно отслеживая, как меняется объясняющая сила уравнения и значимость отдельных коэффициентов.

Проверка оценок на устойчивость. Если оценка смещенности позволяет говорить о том, являются ли полученные оценки завышенными, заниженными или корректными, то оценка устойчивости необходима для того, чтобы понять, насколько мы можем распространять полученные результаты на большие или меньшие по масштабу выборки и (или) периоды времени. Это особенно важно, если на основе исследования влияния институтов на показатели рынка труда будут разрабатываться политические рекомендации.

Для проверки результатов на устойчивость можно, во-первых, внести изменения в выборку: исключить выбросы, любую случайно выбранную страну или случайно отобранные 10% наблюдений [Heckman, Pagés, 2003; Bassanini, Duval, 2006a] — и посмотреть, насколько сильно это повлияет на результаты оценки той или иной спецификации. Если какие-то коэффициенты поменяют свою значимость и (или) знак, то первоначально полученные результаты нельзя распространять не только на страны, не попавшие в выборку, но и на отдельные объекты самой выборки.

Во-вторых, если оценка проводилась по годовым данным, можно ту же самую спецификацию оценить по данным, усредненным за пятилетние интервалы (Baccaro, Rei, 2005; Bassanini, Duval, 2006a), несущественные различия в коэффициентах будут свидетельствовать о том, что первый вариант улавливает не только краткосрочные взаимосвязи между институтами и безработицей (занятостью), но и долгосрочные.

В-третьих, можно включать попеременно в оцениваемое уравнение различные показатели жесткости 333 [Heckman, Pagés, 2003] или разделять их на несколько составляющих (например, индекс защиты постоянных работников и индекс защиты временных). Это необходимо, чтобы определить, насколько устойчивыми являются результаты при использовании разных подходов к измерению данного института (с точностью до значимости и знака коэффициента) и существуют ли различия во влиянии на показатели рынка труда между отдельными аспектами защиты занятости.

⁴¹ Для краткости мы убрали из спецификации демографические переменные.

Наконец, можно сравнивать между собой результаты оценивания различных спецификаций одного уравнения [Heckman, Pagés, 2003; Bassanini, Duval, 2006a; Vaccaro, Rei, 2005, 2007]: например, с использованием временных эффектов или без них; с включением параметров макроэкономических шоков или с их отсутствием; оцененных в уровнях с помощью ОМНК или оцененных в первых разностях с помощью ОММ; с фиксированными страновыми эффектами или случайными; с компонентами взаимодействия, выраженными в отклонениях от среднего или в абсолютных значениях, и т.п. Подобным образом можно выявить параметры, включение которых меняет или, наоборот, не меняет коэффициент при интересующей нас переменной для 333, и на основе этого делать соответствующие выводы об устойчивости этих оценок.

В целом же, как отмечают Л. Баккаро и Д. Рей [Vaccaro, Rei, 2007], ни одна эконометрическая модель зависимости результатов рынка труда от характеристик институциональной среды не лишена недостатков и проблем, однако обычно при последовательном подходе к оцениванию и проверке на смещенность и устойчивость результатов удается выявить факторы, которые действительно оказывают влияние на исследуемую зависимую переменную. Что касается остальных параметров, не выдерживающих подобной проверки, то сделать какие-то однозначные выводы об их роли оказывается невозможным (зачастую к их числу относится и жесткость 333), и тогда необходимо найти объяснение подобной незначимости или неустойчивости оценок, которое может выходить за рамки эконометрических процедур и касаться, например, корректности подходов к измерению данного института и представлений о различных направлениях его влияния.

6. Результаты эмпирических исследований влияния 333 на рынок труда

Результаты основных исследований о влиянии 333 на рынок труда в хронологическом порядке представлены в электронной версии данной работы (табл. П4): <http://new.hse.ru/C3/C18/preprintsID/default.aspx>), с кратким описанием использованных авторами методик. В данном разделе мы постараемся осветить результаты наиболее значимых эмпирических исследований, разделив их две части — влияние 333 на безработицу и на занятость.

6.1. Влияние 333 на уровень и структуру безработицы

Из всех параметров рынка труда, влияние 333 на которые когда-либо исследовалось, уровень безработицы остается, пожалуй, самым неоднозначным: коэффициент при показателе жесткости 333 в уравнениях для уровня безработицы часто оказывается незначимым и может иметь как положительный (как обычно ожидается), так и отрицательный знак.

Работы, по результатам которых жесткость 333 оказалась значимой в определении уровня безработицы, можно буквально пересчитать по пальцам. Впервые подобный результат был получен в работе [Lazear, 1990], однако он измерял жесткость 333 с помощью размера выходного пособия и не включал в оцениваемое уравнение другие параметры институциональной среды. И хотя Дж. Аддисон и П. Тейксейра [Addison, Teixeira, 2003] получили такие же результаты, оценивая спецификацию Э. Лейзира по более длинному временному ряду, их проверка этих результатов на устойчивость показала, что коэффициент при размере выходного пособия оказывается чувствительным к включению в уравнение переменных для других институтов рынка труда и переходу от оценки по годичным к усредненным за пять или шесть лет данным. Но основная причина смещенности результатов работы [Lazear, 1990] крылась в авторкорреляции остатков: после соответствующей коррекции выходное пособие переставало играть сколь бы то ни было значимую роль в объяснении уровня безработицы. Попробовали Дж. Аддисон и П. Тейксейра преобразовать подход Э. Лейзира с использованием вместо выходного пособия ранга страны по жесткости 333, но и здесь 333 оказалось незначимым.

Исследование [Elmeskov et al., 1998] и более ранняя работа практически по тем же данным [Scarpetta, 1996] вновь подводят нас к выводу о значимом положительном влиянии жесткости 333 на уровень безработицы, причем во второй из указанных работ это влияние оказалось особенно сильно в отношении долгосрочной безработицы и безработицы среди молодежи. При этом в отличие от Э. Лейзира авторы учитывают различные аспекты 333, используют раннюю версию индекса защиты занятости ОЭСР⁴² и вводят в оцениваемые уравнения показатели других

⁴² Этот показатель строился на основе ранжирования стран по нескольким элементам защиты занятости, затем ранги усреднялись для получения индекса защиты постоянных работников и индекса защиты временных, и на основе этих двух показателей выводился итоговый индекс жесткости 333, т.е. в данном случае показатель являлся относительным: его значение зависело от жесткости 333 не только в данной стране, но и в других странах.

институтов рынка труда. Особенностью обеих работ является то, что в качестве зависимой переменной использовался показатель структурной безработицы⁴³, поэтому их выводы следует воспринимать только как относящиеся к ней, а не ко всему уровню безработицы в целом, тем более этот показатель является ненаблюдаемым и многое зависит от того, как мы его оцениваем.

Кроме того, Й. Елмесков, Дж. Мартин и С. Скарпетта [Elmeskov et al., 1998] одними из первых оценили косвенное влияние ЗЗЗ на рынок труда – через взаимодействие с другими институтами. В частности, авторы делают ввод о том, что ЗЗЗ значимо положительно влияет на уровень безработицы в тех странах, для которых характерен средний уровень централизации или координации коллективных переговоров, т.е. доминируют переговоры на уровне отдельных секторов или отраслей экономики. Влияние ЗЗЗ при крайних значениях этих показателей оказалось незначимым. Этот результат подтверждается и в работах [Nicoletti, Scarpetta, 2005] и [Bassanini, Duval, 2006a], за тем лишь исключением, что последние используют показатель корпоративизма и обращают внимание на то, что значимость влияния ЗЗЗ при средних показателях для института коллективных переговоров теряется, если исключить из выборки всего две страны (Францию и Испанию).

Если оставить в стороне последнее замечание, то эмпирические оценки согласуются с приведенным в предыдущем разделе предположением о перевернутой U-образной форме зависимости между повышательным давлением на зарплату и степенью централизации коллективных переговоров. Так, инсайдеры способны противостоять стремлению работодателей компенсировать высокие затраты на найм и увольнение понижением зарплат только в том случае, когда они обладают достаточной переговорной силой, а это характерно именно для средних по степени корпоративизма режимов. Это приводит к сокращению возможностей занятости для аутсайдеров и согласно исследованию [Elmeskov et al., 1998] способствует росту уровня безработицы.

М. Бело и Ж. ван Урс [Belot, van Ours, 2000] пришли к этому результату иначе, минуя объяснение через жесткость зарплат. В одном из оцененных ими уравнений коэффициент при компоненте взаимодействия ЗЗЗ и высокого уровня централизации коллективных переговоров оказался положительным и значимым, но менял свой знак на противоположный, стоило только авторам зафиксировать высокую степень децен-

⁴³ Авторы использовали для него прокси в виде фактического уровня безработицы с поправкой на циклические колебания объема выпуска.

трализации. Получается, что при одном режиме коллективных переговоров ЗЗЗ и централизация являются комплементами, при другом – субститутами. Поэтому обобщить принцип их взаимного влияния на уровень безработицы для всех стран невозможно, т.к. он будет существенно зависеть от страновой специфики.

Чтобы эту специфику уловить, А. Бассанини и Р. Дюваль [Bassanini, Duval, 2006b] оценили уравнения для уровня безработицы с параметрами системных взаимодействий – коэффициент при *EPL* оказался отрицательным и значимым. Это подтвердило гипотезу авторов о комплементарности реформ институтов рынка труда: по их оценкам, по сравнению с изменениями отдельного института использование «пакетов реформ» способно увеличить эффект, оказываемый на уровень безработицы, на 12–15%.

Что касается опосредованного влияния ЗЗЗ на уровень безработицы через повышательное давление на зарплату, то в работе [Scarpetta, 1996] это предположение подтвердилось и С. Скарпетта считает, что способствование жесткости зарплат ко всему прочему сокращает и скорость подстройки уровня безработицы. Вместе с тем Л. Баккаро и Д. Рей [Baccaro, Rei, 2007], основываясь на более современных данных и последовательном использовании эконометрического инструментария, это предположение отвергают. Точнее, их исследование показало, что чем жестче ЗЗЗ, тем выше заработная плата (измеренная в единицах эффективности), но это непосредственно не отражается на уровне безработицы.

Начиная с работы [Blanchard, Wolfers, 2000] исследователи стали оценивать и взаимное влияние институтов и шоков на безработицу. Сами О. Бланшар и Дж. Вольферс считают полученные ими результаты «на удивление хорошими» в том смысле, что спецификации, включающие в качестве независимых переменных параметры шоков, институтов и их взаимодействий, объясняют большую часть межстрановых различий в уровне и динамике безработицы в странах ОЭСР. По оценкам авторов, негативный шок, вызывающий рост безработицы на 1 п.п. в стране со средним значением индекса *EPL*, приведет к ее росту на 0,58 п.п. в стране с наиболее либеральным и на 1,42 п.п. в стране с наиболее жестким ЗЗЗ⁴⁴.

В более поздних работах, в дополнение к влиянию ЗЗЗ на первоначальное воздействие шоков на уровень безработицы, исследовалось и его влияние на устойчивость последнего. Но если С. Никкель, Л. Нун-

⁴⁴ Этот вывод сделан на основе уравнения для ненаблюдаемых шоков.

циата и В. Очел [Nickell et al., 2005] не обнаружили значимого эффекта для начальной стадии шока и при этом получили значимое влияние 333 на устойчивость безработицы, то в работе [Bassanini, Duval, 2006a] оказались значимыми оба эффекта, причем более жесткое 333 приводило к уменьшению негативного воздействия шока на безработицу⁴⁵, но растягивало подстройку во времени.

Обратим внимание на то, что, несмотря на оптимистичность выводов О. Бланшара и Дж. Вольферса, не все у них получилось так гладко. Их «хорошие» результаты относятся только к фиксированным во времени институтам, тогда как оценка по варьирующимся институциональным показателям довольно сильно меняет результаты: в частности, коэффициент при индексе защиты занятости сокращается почти наполовину и становится менее значимым. О. Бланшар и Дж. Вольферс [Blanchard, Wolfers, 2000] предлагают несколько вариантов объяснения этого феномена: либо жесткость 333 действительно не так значительно влияет на уровень безработицы, как следует из результатов для фиксированных институтов, либо искусственно построенные авторами ряды для показателя жесткости 333⁴⁶ являются не очень надежными, либо причиной завышенных оценок по пятилетним данным стало обратное влияние уровня безработицы на изменение 333. По отношению к последнему объяснению (эндогенности) О. Бланшар и Дж. Вольферс настроены скептически, так как они не находят для этого достаточных эмпирических свидетельств. Между тем в более поздней работе О. Бланшар [Blanchard, 2005] пишет, что одной из причин высокого уровня безработицы в странах Европы в 1990–2000-х гг. стало как раз ужесточение институтов рынка труда, ставшее реакцией на шоки 1970–1980-х гг. Критикам (см., например, [Baker et al., 2003]) основная причина неустойчивости полученных О. Бланшаром и Дж. Вольферсом оценок видится в ненадежности рядов из годовых данных по *EPL*.

Аналогичным образом оказываются неустойчивыми к оценке по пятилетним интервалам и результаты исследований [Nickell et al., 2001] и [IMF, 2003], в которых в уравнении для уровня безработицы по годовым данным был получен значимый отрицательный коэффициент при показателе жесткости 333. Во второй из указанных работ этот эффект

⁴⁵ Увеличение *EPL* на 0,3 давало сокращение первоначального воздействия шока на уровень безработицы на 5% (для гипотетической страны с индикаторами институтов на уровне средних по объединенной выборке).

⁴⁶ Мы упоминали об этом в разделе 3: [Blanchard, Wolfers, 2000] объединили данные для *EPL* за 1985–1999 гг. и [Lazear, 1990] за 1960–1984 гг., разбив их на пятилетние интервалы и используя определенную методику «досчета» и экстраполяции.

снижался с ростом охвата профсоюзами, увеличением коэффициента замещения зарплаты пособием по безработице и разрастанием налогового клина. Результаты этих исследований легли в основу политических рекомендаций МВФ. В частности, было посчитано, что снижение в европейских странах жесткости 333 до уровня США позволит сократить уровень безработицы на 0,35 п.п. в краткосрочном периоде, 0,83 п.п. — через три года и 1,65 п.п. — в долгосрочной перспективе. Только потом исследования [Baker et al., 2004] и [Vaccaro, Rei, 2005] показали, что стоит лишь немного изменить использованные в работах [Nickell et al., 2001] и [IMF, 2003] спецификации, в том числе вариативность институтов во времени, как 333 перестает оказывать значимое влияние на уровень безработицы.

Л. Баккаро и Д. Рей [Vaccaro, Rei, 2005, 2007] дают следующее объяснение тому, почему результаты многих исследований оказываются неустойчивыми к изменению степени вариативности институтов и периодичности их оценивания. Они оценили базовую спецификацию в уровнях (1) и в первых разностях (13) по годовым данным, и, хотя они ожидали получить одинаковые коэффициенты в них, для индекса защиты занятости коэффициент в первом случае оказался положительным и незначимым, во втором — отрицательным и значимым. Оказалось, что стабильность 333 характерна в большей мере для стран с либеральным законодательством — как следствие, индекс защиты занятости по ним фактически не участвовал в определении коэффициента для *EPL* в уравнении с фиксированными эффектами. Это и явилось объяснением его положительного (завышенного) значения. То есть чем менее вариативны институты во времени, тем более смещенными получаются оценки, построенные на основе годовых данных.

Дж. Хекман и К. Пейджес [Heckman, Pagés, 2003] обращают внимание на то, что результаты относительно влияния 333 на уровень безработицы могут быть неустойчивыми к изменению не только вариативности институтов, но и выборки и показателя, с помощью которого оценивается жесткость 333. Их исследование показало, что ожидаемый размер выплат работникам в связи с увольнением может являться одним из факторов, повышающим уровень безработицы, только для стран ОЭСР, тогда как в выборке из стран Латинской Америки и Карибского бассейна и в их объединенной выборке с государствами ОЭСР коэффициент при этой переменной становится незначимым. Коэффициент при длительности периода уведомления об увольнении по экономическим причинам и вовсе не является значимым ни для одной из рассматриваемых авторами групп стран.

Следует отметить, что существует не так много работ, в которых авторы разделяют индекс защиты занятости на какие-либо составляющие, но помимо уже отмеченной работы [Heckman, Pagés, 2003], такая попытка была предпринята и А. Бассанини и Р. Дювалем [Bassanini, Duval, 2006a; OECD..., 2006]. Результаты показали, что если интегральный индекс *EPL* оказывался незначимым в базовой спецификации для уровня безработицы, то при разделении его на индексы защиты занятости постоянных и временных работников первый становился положительным и значимым, а второй — отрицательным и также значимым. И хотя этот интересный результат на первый взгляд и подтверждает гипотезу о роли временной занятости как альтернативы безработице в странах с жестким 333, исключение из выборки Испании делает оба коэффициента незначимыми.

Наконец, для России могут представлять интерес результаты исследований [Rutkowski, Scarpetta, 2005] и [Feldmann, 2005], которые охватили страны с переходной экономикой. По оценкам первых, влияние 333 на уровень безработицы в данной группе стран выражено сильнее, чем в странах ОЭСР. Авторы объясняют это тем, что строгое 333 лишь частично сокращает ликвидацию рабочих мест в переходных экономиках, но вместе с тем значительно ограничивает их создание, и подкрепляют это результатами опросов среди работодателей этих стран, согласно которым фирмы, расширяющие свой бизнес, склонны считать 333 куда более существенным препятствием для своей деятельности, чем компании, в планы которых не входит расширение. Х. Фельдман строит свои оценки целиком на основе опросов работодателей относительно восприятия ими жесткости ограничений в области найма и увольнения. В результате оказывается, что чем выше они оценивают эту жесткость, тем выше в данной стране при прочих равных условиях уровень безработицы и ее средняя продолжительность.

В целом, даже если на некоторое время забыть о малочисленности исследований, пришедших к выводу о росте уровня безработицы вследствие жесткой защиты занятости, их оценки масштабов данного влияния сильно разнятся: от 0,2 до 4,45 п.п. вследствие увеличения показателя жесткости 333 на единицу (по подсчетам [Baker et al., 2003])⁴⁷. В работе [IMF, 2003] коэффициент при *EPL*, хотя и остается значимым для всех четырех оцениваемых спецификаций, по абсолютному значению отличается между ними в разы.

⁴⁷ Обращаем внимание на то, что такой большой разброс может быть и результатом разных подходов к оценке жесткости 333, использованных в различных исследованиях.

Таким образом, суммируя изложенное, мы не можем утверждать, что институты и 333 в том числе сами по себе «виновны» в межстрановых различиях уровня безработицы. В большинстве работ, в том числе тех, где авторы проводили различные тесты на смещенность и устойчивость результатов [Baker et al., 2006; Bassanini, Duval, 2006a; Vaccaro, Rei, 2007], какие бы спецификации, вариативность институтов или подходы к их измерению ни использовались, влияние жесткости 333 на уровень безработицы оказывалось незначимым. Изменчивым оказывался и знак при переменной 333. Какого бы то ни было единого объяснения этому нет. Хотя, на наш взгляд, следует обратить внимание на то, что возможно неравномерное влияние 333 на разные структурные составляющие безработицы, которые хотя бы в некоторой степени могут компенсировать друг друга и давать в результате неизменность среднего показателя.

Например, С. Никелль и Р. Лэйард [Nickell, Layard, 1999] и эксперты ОЭСР [OECD..., 2004], хотя и не получили значимого влияния жесткости 333 на уровень безработицы в целом, указывают на его положительное воздействие на ее долгосрочную составляющую. Подобные результаты были получены и в работе [Nickell, 1997], в которой автор также обнаружил значимое отрицательное влияние защиты занятости на краткосрочную безработицу и предположил, что, компенсируя друг друга, оба эффекта и приводят к неизменности уровня безработицы, несмотря на жесткость 333. У Дж. Аддисона и П. Тейксеиры [Addison, Teixeira, 2003] получились другие результаты: по их оценкам, когда жесткость 333 оценивается размером выходного пособия и институты варьируются во времени, ни один институт рынка труда не оказывает значимого влияния на уровень долгосрочной безработицы. Похожие (незначимые) оценки для своего показателя жесткости 333 получили и Дж. Хекман и К. Пейджес [Heckman, Pagés, 2000].

Под воздействием 333 может меняться и половозрастной состав безработных. По оценкам Дж. Бертолы, Ф. Блау и Л. Кана [Bertola et al., 2007], жесткое 333 приводит к значимому увеличению разрыва между уровнем безработицы среди молодежи (15–24 года) и лиц среднего возраста (25–54 года). Согласно результатам Дж. Хекмана и К. Пейджес [Heckman, Pagés, 2000] повышается уровень безработицы не только среди молодежи, но и среди мужчин и женщин трудоспособного возраста, хотя эти результаты оказались неустойчивыми к изменению выборки и подтверждались в основном для стран ОЭСР (для Латинской Америки — нет). По оценкам Х. Фельдмана [Feldmann, 2005], Я. Рутковски и С. Скарпетты [Rutkowski, Scarpetta, 2005], в странах переходной экономики силь-

ная защита занятости приводит к росту уровня безработицы среди молодежи и женщин и, помимо прочего, к ограничению их доступа к формальному сектору экономики.

В целом можно признать отсутствие эмпирически подтвержденного, устойчивого, значимого прямого влияния жесткости защиты занятости на уровень безработицы. Но можно найти, пусть и частичные, подтверждения того, что 333 неравномерно сказывается на уровне безработицы отдельных групп населения, выделенных по социально-демографическим характеристикам и продолжительности безработицы, а также способно оказывать косвенное влияние на нее через взаимодействие с другими институтами рынка труда и экономическими шоками.

6.2. Влияние 333 на уровень и структуру занятости

Значимость влияния жесткого 333 на уровень занятости эмпирически подтверждается несколько чаще, чем для уровня безработицы. При этом, как и в случае с безработицей, оценка силы данного эффекта довольно сильно варьируется от исследования к исследованию — в зависимости от подхода к измерению института защиты занятости, временного периода, спецификации, перечня контрольных переменных. В основном совпадает знак коэффициента при переменной жесткости защиты занятости (отрицательный). Хотя, например, Л. Баккаро и Д. Рей [Bassano, Rei, 2005] получили неожиданное для них самих положительное значение коэффициента при *EPL* в уравнении для уровня занятости населения в возрасте 15–64 года. Они предполагают, что это связано с одновременным ужесточением в некоторых странах защиты занятости и сокращением экономически неактивного населения в трудоспособном возрасте, т.е. прямого влияния одного на другое может и не быть.

Кроме того, оценки довольно сильно варьируются в зависимости от выборки. Так, в работе [Heckman, Pagés, 2003] коэффициент при размере ожидаемых выплат работникам в связи с увольнением оказался отрицательным и значимым только для стран ОЭСР, тогда как в группе стран Латинской Америки и Карибского бассейна — положительным, но незначимым. Исследование [Rutkowski, Scarpetta, 2005] подтверждает негативное влияние *EPL* на уровень занятости и в странах ОЭСР, и в странах переходной экономики, однако во второй группе, по их оценкам, это влияние выражено слабее.

Впервые эмпирическое доказательство снижения уровня занятости в странах ОЭСР под воздействием жесткого 333 было получено еще в работе [Lazear, 1990], и о слабой устойчивости этих оценок мы уже упо-

минали выше. [Nickell, 1997] и [Nickell, Layard, 1999], при всех уже отмеченных нами недостатках этих исследований, тоже получили значимый отрицательный коэффициент при ранге стран по жесткости 333, хотя они указывают на то, что этот эффект формируется прежде всего за счет сильной защиты занятости и низкой доли участия в рабочей силе замужних женщин в странах Южной Европы, т.е. не является устойчивым к изменению выборки. Кроме того, для мужчин в основных трудоспособных возрастах это влияние оказалось незначимым, что свидетельствует о преимущественном негативном влиянии 333 на занятость других категорий населения.

Похожие результаты в отношении занятости мужчин трудоспособного возраста получали и другие исследователи: 333 либо не оказывает отрицательного воздействия на данную группу, либо даже способствует некоторому росту занятости среди них. Обычно это объясняют с помощью теории «инсайдеров-аутсайдеров», предполагая, что «мужские» рабочие места защищены больше. Чуть ли не единственным примечательным исключением из этого является работа [Heckman, Pagés, 2000], которые по расширенной выборке из стран ОЭСР и Латинской Америки получили отрицательный и значимый коэффициент для ожидаемых выплат при увольнении в уравнении уровня занятости не только для молодежи, но и мужчин трудоспособного возраста. Возможно, такой результат объясняется спецификой и выборки, и самого показателя жесткости 333 в данной работе.

Оценки влияния 333 на занятость молодежи также являются более или менее устойчивыми: результаты [Scarpetta, 1996; Heckman, Pagés, 2000; OECD..., 2004, 2006; Bassanini, Duval, 2006b] свидетельствуют о его снижении под давлением 333.

Что касается женщин, то здесь наблюдается больший разброс оценок. Например, результаты [OECD..., 1999; Heckman, Pagés, 2000; Bassanini, Duval, 2006b] говорят о незначительном влиянии 333 на уровень занятости женщин трудоспособного возраста. Но, как отмечают А. Бассанини и Р. Дюваль [Bassanini, Duval, 2006b], это может скрывать некоторые эффекты перераспределения внутри данной группы, а именно замену полной занятости женщин на частичную в условиях жесткого 333.

В отличие от рассмотренных социально-демографических групп, для которых эффект 333 в отношении занятости оказывается либо отрицательным, либо незначительным, для работников старшего возраста получаются положительные значения коэффициента при *EPL*, значимо отличающиеся от нуля (см., например, [Bassanini, Duval, 2006b]). Это

обычно указывает на более масштабное сокращение вероятности увольнения этих работников по сравнению со снижением вероятности их найма, хотя этот результат во многом зависит от стимулов к участию в рабочей силе среди лиц старших возрастных групп. Так, в исследовании [Bassanini, Duval, 2006b] оказался положительным и значимым коэффициент при компоненте взаимодействия *EPL* и неявного налогообложения заработков пенсионеров, а значение коэффициента при *EPL* по абсолютной величине несколько уменьшалось при включении в уравнение этого параметра. Получается, что положительное влияние ЗЗЗ на занятость лиц старшего возраста будет выше там, где выше стимулы к выходу на пенсию и отказу от участия в рабочей силе.

Кроме того, как показывают результаты эмпирических исследований, ЗЗЗ влияет не только на социально-демографическую структуру занятости, но и на распространение некоторых нестандартных форм занятости. Так, по оценкам Д. Грабба и У. Веллса [Grubb, Wells, 1993], чем жестче защита занятости, тем выше доли частично занятых и самозанятых. Результаты исследований [OECD..., 1999; Montenegro, Pagés, 2003] подтверждают положительное влияние жесткости ЗЗЗ на распространение самозанятости, причем этот эффект работает как в странах ОЭСР, так и странах Латинской Америки.

Кроме того, Д. Грабб и У. Веллс указывают на большую распространенность занятости по срочным трудовым контрактам в странах, где постоянные работники являются более защищенными, и делают вывод о том, что работодатели заменяют вторых на первых с целью избежать высоких затрат в связи с увольнением. В то же время использование временного агентского труда зависит только от жесткости регулирования его самого. Но эти результаты следует признать несколько упрощенными, поскольку они основывались на анализе парных коэффициентов корреляции, т.е. контрольные переменные в расчет не принимались.

Детальный многомерный анализ в работе [OECD..., 1999] не подтверждает значимость влияния жесткости ЗЗЗ на долю временных работников в общей численности наемной рабочей силы. Более того, при разделении *EPL* на индексы защиты постоянных и временных работников коэффициент при первом из них в уравнении для доли временных работников оказывался отрицательным (вопреки ожиданиям положительного значения). Т. Боэри, Дж. Николетти и С. Скарпетта [Boeri et al., 2000] также находят лишь слабое подтверждение тому, что чем больше разрыв между этими индикаторами в пользу защиты постоянных работников, тем выше доля работающих по временным контрактам. Хотя они говорят о возможной нелинейности этой связи, а именно: в странах

с жестким ЗЗЗ даже небольшое различие между защитой постоянных и временных работников способно привести к изменению соотношения этих категорий в общей численности занятых, тогда как в странах с либеральным ЗЗЗ это может и не оказать столь сильного влияния.

В целом распространение нестандартных форм занятости под влиянием ЗЗЗ пока еще остается сравнительно малоисследованным вопросом в рамках работ на основе панельных данных по странам. В основном это связано с проблемами измерения масштабов данного явления и нехваткой соответствующих данных за длительные периоды времени и по некоторым объектам наблюдения. Наоборот, подробное изучение ситуации в рамках отдельных государств (по данным предприятий или домохозяйств), как правило, позволяет с большей уверенностью говорить о том, что существует прямая связь между жесткостью ЗЗЗ и масштабами нестандартной занятости [Blanchard, Landier, 2002; Dolado et al., 2002; OECD..., 2004; Kahn, 2007].

Таким образом, хотя сами оценки сильно разнятся, в основном исследователи сходятся во мнении, что чем жестче ЗЗЗ, тем при прочих равных условиях ниже уровень занятости населения. Причем это влияние неравномерно распределяется между отдельными группами занятых: для мужчин трудоспособного возраста оно практически не ощущается, для молодежи и чуть реже для женщин оно связано со снижением возможностей постоянной занятости, для лиц старшего возраста может, наоборот, выражаться в росте уровня занятости. А вот эмпирических доказательств того, что жесткое ЗЗЗ является фактором распространения нестандартных форм занятости, пока сравнительно мало (по крайней мере в интересующих нас исследованиях межстранового характера), и наиболее устойчивыми из них являются те, которые относятся к самозанятости.

В целом следует отметить, что неоднозначность и неустойчивость результатов эмпирических исследований, о которых шла речь выше, могут объясняться самой спецификой и сложностями межстрановых сопоставлений. Во-первых, в подобного рода работах необходимо учитывать довольно большое число контрольных переменных, которые могут различаться по странам и оказывать воздействие на анализируемые показатели рынка труда, а значит, становится высоким и риск влияния упущенных переменных. Во-вторых, полученные оценки могут оказаться результатом сильного влияния ситуаций всего лишь в нескольких странах-«выбросах» и не иметь никакого отношения к остальным объектам в выборке. Как следствие из этих двух факторов, возникают существенные проблемы интерпретации и дальнейшего использования

результатов, полученных на основе межстрановых сопоставлений. Так, если мы по результатам таких исследований получаем незначимость влияния 333 на уровень безработицы, это прежде всего означает, что межстрановые различия в жесткости 333 при прочих равных условиях не могут объяснить межстрановые различия в уровне безработицы. Если оказывается, что с ростом жесткости 333 снижается уровень занятости, то это значит, что при прочих равных в странах с либеральным 333 уровень занятости, в среднем выше, чем в странах с более строгим регулированием найма и увольнения. Но ни то, ни другое не дает нам достаточных оснований утверждать, что либерализация 333 в какой-то конкретной стране позволит повысить уровень занятости в ней или никак не отразится на уровне безработицы, поскольку при этом мы уже должны учитывать не «прочие равные условия», а конкретную систему институтов и экономическую ситуацию в данной стране (подробнее о некорректности рекомендаций по результатам межстрановых сопоставлений см. [Freeman, 2005]).

Поэтому в последние годы появилась тенденция отказа от исследований по панельным данным нескольких стран в пользу данных по нескольким регионам одной страны или микроданным по предприятиям. Некоторые исследователи (например, [Neckman, Pagés, 2003; Freeman, 2005, 2008]) считают их единственно приемлемыми для оценки влияния различных институтов на функционирование рынка труда в силу того, что в результате агрегирования на уровне страны теряется большой массив информации, связанный с разнообразием участников рынка труда и моделей их поведения, а межстрановые различия являются более существенными и сложно поддающимися учету по сравнению с межрегиональными или межотраслевыми различиями. Тем не менее рассмотренные результаты, полученные в рамках межстранового анализа, могут быть полезными для понимания тенденций более общего характера и объяснения различий в показателях рынков труда разных стран.

Заключение

В работе был представлен обзор основных аспектов, связанных с оценкой влияния законодательства о защите занятости (333) на функционирование рынка труда. 333 является одним из институтов рынка труда и охватывает нормы и правила, касающиеся найма и увольнения работников.

Нормы 333 довольно сильно варьируются по странам не только по своему содержанию, но и по источникам, в которых они могут устанавливаться, охвату занятых и предприятий различных категорий и типов и механизмам инфорсменты. Структуру 333 также вряд ли можно назвать простой: оно включает в себя не только требования, исполнение которых увеличивает денежные затраты работодателей на найм и увольнение работников, но и различные процедурные ограничения, и реализация этих предписаний, создает не только трансферты от работодателя к работнику, но и потери «мертвого груза».

Подобная многоаспектность 333 создает массу трудностей для его количественной оценки, которая тем не менее крайне необходима для проведения эмпирических исследований. Имеющиеся на данный момент подходы основываются либо на экспертной интерпретации норм 333, либо на опросах работодателей об их восприятии его жесткости. К первой группе относятся: наиболее известный и часто используемый исследователями индекс защиты занятости ОЭСР (*EPL*), индекс жесткости занятости (*REI*) и оценка прямых затрат работодателя на увольнение (*FC*) от Всемирного банка, а также оценка ожидаемых прямых затрат на увольнение по методике Дж. Хекмана и К. Пейджес (*JS*). Первые два из них включают количественную оценку и денежных затрат работодателя, и процедурных ограничений — в индексной форме. Вторые два оценивают только денежные затраты — в количестве месячных (или недельных) заработных плат работника. Все эти подходы имеют свои недостатки. К общим относятся следующие недостатки. Во-первых, слабое отражение охвата занятых 333: оценки касаются защиты занятости постоянных и — для *EPL* и *REI* — временных наемных работников, т.е. отражаемые показателями нормы обычно не распространяются на самозанятых, а иногда и работников малых предприятий и (или) отдельных видов деятельности. Во-вторых, слабый учет инфорсменты 333, реальное исполнение которого может отклоняться от формальных предписаний. По результатам ряда исследований, это явление наиболее характерно для развивающихся и большинства переходных экономик, и если не принимать его во внимание, эмпирические оценки влияния 333 на рынок труда окажутся смещенными (скорее всего, завышенными). В-третьих, эти показатели подразумевают довольно большую степень агрегирования (по регионам, отдельным группам работников или предприятий, отдельным аспектам защиты занятости), которое не позволяет учитывать внутристрановую дифференциацию 333, а иногда строится и на довольно субъективных весовых коэффициентах или ограничениях относительно представительного работника и представительного

предприятия. В-четвертых, оценки этих индикаторов существенно зависят от интерпретации экспертами норм 333 в каждой стране и правильности использования ими шкалирования различных ситуаций.

В целом, если ограничиться показателем *EPL*, то наиболее либеральное 333 характерно для англосаксонских государств (США, Канады, Великобритании, Новой Зеландии), наиболее жесткое – для стран Южной Европы (Турции, Испании, Греции, Португалии), а также Люксембурга, Франции, Мексики и Индонезии. Эта ситуация довольно слабо меняется во времени, особенно по таким компонентам, как индексы защиты постоянных работников и дополнительных затрат на коллективные увольнения. Что касается России, то из 40 государств, для которых имеются данные по *EPL* за 2008 г., она находится на 10-м месте, что в целом говорит об относительно либеральной защите занятости. Однако это является следствием низких значений индексов защиты временных работников и массовых увольнений, поэтому можно сказать, что 333 в отношении постоянных работников в России довольно жесткое по сравнению с другими странами.

Альтернативный по отношению ко всем четырем упомянутым показателям способ оценки жесткости 333 – данные опросов работодателей о том, насколько сильно мешают ограничения в области найма и увольнения успешному ведению их бизнеса. Преимуществом этих данных является то, что в них заложена оценка не только строгости формального 333, но и охвата им отдельных предприятий и силы его инфорсменты. По данным опросов Мирового банка среди работодателей разных стран мира, Россия относится к группе стран с относительно высоким значением индекса защиты постоянных работников, но низкой долей работодателей, которые считают 333 существенным препятствием для своего бизнеса, наряду с Эстонией, Португалией и Турцией. Страны континентальной Европы, а также Швеция и Мексика имеют близкие к первой группе показатели *EPL* и считают эти ограничения довольно жесткими. Примечательно, что в странах с либеральным формальным 333 (США, Великобритании) работодатели все равно видят в нем существенные ограничения. Возможно, разницу между оценкой формальной и фактической стороны защиты занятости объясняет фактор инфорсменты: чем она выше, тем слабее соблюдение 333.

Что касается влияния жесткости 333 на состояние рынка труда (уровень занятости и безработицы), независимо от того, как мы ее измеряем, предсказать его однозначно с помощью теоретических моделей экономики труда не удастся. Даже в рамках какой-либо одной теоретической модели возможны противоположно направленные векторы влия-

ния, которые в итоге могут компенсировать друг друга. Несколько большая, хотя и неполная, однозначность присутствует в отношении эффектов, оказываемых 333 на потоки на рынке труда (стабилизация занятости и увеличение длительности безработицы) и его структуру (распространение нестандартных форм занятости, сокращение занятости среди наиболее уязвимых групп населения – молодежи, женщин). Кроме того, предполагается, что даже если 333 и не оказывает прямого воздействия на состояние или подстройку рынка труда, то это влияние может быть и косвенным: через усиление или ослабление влияния других институтов рынка труда или макроэкономических шоков.

Все эти предположения, однозначные и нет, пытаются обосновать или опровергнуть с помощью эмпирических исследований, реализация которых на основе панельных данных по нескольким странам имеет свои сложности. Из наиболее важных требований к их реализации является обязательная проверка полученных оценок на смещенность и устойчивость. Это особенно важно, если на основе исследования влияния институтов на показатели рынка труда будут разрабатываться политические рекомендации. Наиболее распространенными причинами смещенности оценок в исследованиях такого рода являются наличие упущенных переменных, эндогенность, мультиколлинеарность, а также автокоррелированность остатков. Если оценка смещенности позволяет говорить о том, являются ли полученные оценки завышенными, заниженными или корректными, то оценка устойчивости необходима для того, чтобы понять, насколько мы можем распространять полученные результаты на большие или меньшие по масштабу выборки и (или) периоды времени. Для этого обычно приходится оценивать несколько спецификаций и сопоставлять полученные оценки между собой, менять выборку, степень вариативности показателей институтов во времени и т.д.

Необходимость реализации всех этих процедур возникла не только потому, что это обязательное требование к качественному эконометрическому исследованию, но и потому, что исследователи получали довольно разные оценки влияния 333 на показатели безработицы и, реже, занятости. Варьировались не только абсолютные значения коэффициентов при переменной жесткости защиты занятости, но и их значимость и знак. Эти различия в основном объяснялись использованием разными авторами разных индикаторов 333, разных контрольных переменных, спецификаций, выборок, периода и периодичности временных рядов.

В настоящее время благодаря ряду работ, авторы которых проводили целую серию тестов на смещенность и устойчивость, можно признать

отсутствие эмпирически подтвержденного, устойчивого, значимого прямого влияния жесткости защиты занятости, измеряемой с помощью индекса *EPL*, на уровень безработицы, по крайней мере, в странах ОЭСР (большинство исследований относится именно к ним). Тем не менее, если измерять жесткость ЗЗЗ только с помощью оценки денежных выплат работникам в связи с увольнением, влияние становится положительным и значимым. Также можно найти, пусть и частичные, подтверждения того, что ЗЗЗ неравномерно сказывается на уровне безработицы для отдельных групп населения, выделенных по социально-демографическим характеристикам и продолжительности безработицы, а также способно оказывать косвенное влияние на нее через взаимодействие с другими институтами рынка труда и экономическими шоками. Так, влияние ЗЗЗ на уровень безработицы оказывается более существенным по абсолютному значению в странах со средними показателями централизации и координации коллективных переговоров и в этом случае способствует росту заработных плат и их негибкости к понижению. Кроме того, ЗЗЗ может повышать устойчивость уровня безработицы во времени, ограничивая его снижение даже по прошествии периода экономического спада.

Таким образом, влияние, оказываемое ЗЗЗ на безработицу, является по своему характеру скорее косвенным, чем прямым. Это имеет, как минимум, два следствия. Во-первых, несмотря на рекомендации международных организаций, либерализация ЗЗЗ при прочих равных условиях скорее всего не приведет к сокращению уровня безработицы. Это будет возможно только в комплексе с реформами других институтов рынка труда, прежде всего системы коллективных переговоров и жесткости зарплат к понижению. Во-вторых, различия в жесткости защиты занятости, измеряемой с учетом денежных затрат и процедурных ограничений, сами по себе не способны объяснить межстрановые различия в уровне безработицы.

Что касается занятости, то и здесь эмпирические оценки влияния на нее ЗЗЗ сильно разнятся, но в основном исследователи сходятся во мнении, что чем жестче ЗЗЗ, тем при прочих равных условиях ниже уровень занятости населения, опять же по крайней мере для стран ОЭСР. Причем в данном случае вывод будет одним и тем же, независимо от того, используем ли мы индекс *EPL* или ограничиваемся оценкой выплат работникам при увольнении. Вместе с тем это влияние неравномерно распределяется между отдельными группами занятых: для мужчин трудоспособного возраста оно практически не ощущается, для молодежи и чуть реже для женщин оно связано со снижением возможностей посто-

янной занятости, для лиц старшего возраста может, наоборот, выражаться в росте уровня занятости. А вот эмпирических доказательств того, что жесткое ЗЗЗ является фактором распространения нестандартных форм занятости, пока сравнительно мало (по крайней мере, в исследованиях межстранового характера), и наиболее устойчивы те из них, которые относятся к samozанятости. Кроме того, в отличие от безработицы компоненты взаимодействия ЗЗЗ и других институтов рынка труда в уравнениях для уровня занятости часто оказываются незначимыми.

Таким образом, влияние ЗЗЗ на занятость является по своему характеру скорее прямым, чем косвенным, и это отличает его от воздействия на уровень безработицы. В связи с этим либерализация ЗЗЗ теоретически может положительно сказаться на уровне занятости, прежде всего молодежи, а возможно, и женщин трудоспособного возраста, но мы не можем утверждать, что ослабление регулирования занятости постоянных работников будет способствовать перемещению из состава временных работников в число постоянных.

Перспективы исследований по вопросу влияния ЗЗЗ на рынок труда видятся уже в использовании не агрегированных панельных данных по странам, оценки по которым оказываются зачастую неустойчивыми или неприменимыми в отношении отдельного (а только «среднестатистического») государства, а данных по нескольким регионам одной страны или микроданных по предприятиям. Поэтому представленный в работе обзор может быть полезен скорее с теоретической и методологической точек зрения, нежели с точки зрения выбора направлений политики регулирования рынка труда. Также вполне вероятно, что Дж. Аддисон и П. Тейксейра [Addison, Teixeira, 2003] окажутся правы, заявляя, что возможными причинами неоднозначности и неустойчивости оценок на основе межстрановых исследований могут быть не только ограничения существующих подходов к количественной оценке жесткости ЗЗЗ и его воздействия на рынок труда, но и недостаточность имеющихся на данный момент знаний в области механизмов работы института защиты занятости и каналов его влияния.

Литература

- Вишневецкая Н.Т. (2003) Законодательство о защите занятости (международный опыт) // Вопросы экономики. № 4.
- Вишневецкая Н.Т., Капелюшников Р.И. (2007) Инфорсмент трудового законодательства в России: динамика, охват, региональная дифференциация: Препринт WP3/2007/02. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ.
- Гимпельсон В.Е., Капелюшников Р.И. (2005) Нестандартная занятость и российский рынок труда: Препринт WP3/2005/05. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ.
- Гимпельсон В.Е., Капелюшников Р.И. (ред.) (2006) Нестандартная занятость в российской экономике. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ.
- Закон РФ от 19.04.1991 № 1032-1 (ред. от 03.06.2009) «О занятости населения в Российской Федерации» // Консультант Плюс. Законодательство. ВерсияПроф. М., 2009.
- Постановление Правительства РФ от 05.02.1993 № 99 «Об организации работы по содействию занятости в условиях массового высвобождения» / Консультант Плюс. Законодательство. ВерсияПроф. М., 2009.
- Трудовой кодекс Российской Федерации от 30.12.2001 № 197-ФЗ (принят ГД ФС РФ 21.12.2001, ред. от 17.07.2009) // Консультант Плюс. Законодательство. ВерсияПроф. М., 2009.
- Addison J.T., Teixeira P. (2001) The Economics of Employment Protection. IZA Discussion Paper No. 381.
- Addison J.T., Teixeira P. (2003) What Have We Learned About the Employment Effects of Severance Pay? Further Iterations of Lazear et al. IZA Discussion Paper No. 943.
- Almeida R., Carneiro P. (2007) Inequality and Employment in a Dual Economy: Enforcement of Labor Regulation in Brazil. IZA Discussion Paper No. 3094.
- Baccaro L., Rei D. (2005) Institutional Determinants of Unemployment in OECD countries: A Time Series Cross-Section Analysis (1960–1998). ILO, International Institute for Labour Studies, Discussion Paper No. 160.
- Baccaro L., Rei D. (2007) Institutional Determinants of Unemployment in OECD Countries: Does the Deregulatory View Hold Water? // International Organization. 2007. No. 61. P. 527–569.
- Baker D., Glyn A., Howell D., Schmitt J. (2003) Labor Market Institutions and Unemployment: A Critical Assessment of the Cross-country Evidence.

University of Oxford, Department of Economics, Economics Series Working Paper No. 168.

- Baker D., Glyn A., Howell D., Schmitt J. (2004) Unemployment and Labor Market Institutions: The Failure of the Empirical Case for Deregulation. ILO, Policy Integration and Statistics Department. Working Paper No. 43.
- Baker D., Glyn A., Howell D.R., Schmitt J. (2006) Are Protective Labor Market Institutions Really at the Root of Unemployment? A Critical Perspective on the Statistical Evidence. CEPR Reports and Issue Briefs 2006-14.
- Bassanini A., Duval R. (2006a) The Determinants of Unemployment across OECD Countries: Reassessing the Role of Policies and Institutions. OECD Economic Studies. No. 42.
- Bassanini A., Duval R. (2006b) Employment Patterns in OECD Countries: Reassessing the Role of Policies and Institutions. OECD Economics Department Working Paper No. 486.
- Bassanini A., Duval R. (2009) Unemployment, Institutions and Reform Complementarities: Re-assessing the Aggregate Evidence for OECD Countries // Oxford Review of Economic Policy. Vol. 25. No. 1. P. 40–59.
- Belot M., Boone J., van Ours J. (2007) Welfare-Improving Employment Protection // *Economica*. No. 74. P. 381–396.
- Belot M., van Ours J. (2000) Does the Recent Success of Some OECD Countries in Lowering their Unemployment Rates Lie in the Clever Design of their Labour Market Reforms? IZA Discussion Paper No. 147.
- Bentolila S., Bertola G. (1990) Firing Costs and Labour Demand: How Bad is Euroclerosis? // *The Review of Economic Studies*. 1990. Vol. 57. No. 3. P. 381–402.
- Bentolila S., Dolado J. (1994) Labour Flexibility and Wages: Lessons from Spain // *Economic Policy*. 1994. April 1994. P. 55–99.
- Berg J., Cazes S. (2007) The Doing Business Indicators: Measurement issues and political implications. ILO, Economic and Labour Market Paper No. 2007/6.
- Bertola G. (1990) Job Security, Employment and Wages // *European Economic Review*. 1990. No. 34. P. 851–886.
- Bertola G., Blau F.D., Kahn L.M. (2001, 2002, 2007) Labor Market Institutions and Demographic Employment Patterns. NBER Working Paper No. 9043 (2002) // *Journal of Population Economics*. No. 20. P. 833–867.
- Bertola G., Boeri T., Cazes S. (1999) Employment protection and labour market adjustment in OECD countries: Evolving institutions and variable enforcement. ILO, Employment and Training Papers. No. 48.

Bhattacharjea A. (2006) Labour Market Regulation and Industrial Performance in India – A Critical Review of the Empirical Evidence. Delhi School of Economics, Centre for Development Economics, Working paper No. 141.

Blanchard O. (2005) European Unemployment: The Evolution of Facts and Ideas. NBER Working Paper No. 11750.

Blanchard O., Landier A. (2002) The Perverse Effects of Partial Labour Market Reform: Fixed-Term Contracts in France // *Economic Journal*. Vol. 112. No. 480. P. F214–F244.

Blanchard O., Portugal P. (2001) What Hides Behind an Unemployment Rate: Comparing Portuguese and U.S. Labor Markets // *The American Economic Review*. Vol. 91. No. 1. P. 187–207.

Blanchard O., Tirole J. (2004) The Optimal Design of Unemployment Insurance and Employment Protection. A First Pass. NBER Working Paper No. 10443.

Blanchard O., Wolfers J. (2000) The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: the Aggregate Evidence // *The Economic Journal*. No. 110. P. C1–C33.

Blau F.D., Kahn L.M. (1999) Institutions and Laws in the Labor Market / *Handbook of Labor Economics*. Vol. 3 / Ed. by O. Ashenfelter, D. Card. Ch. 25. P. 1399–1461.

Boeri T., Jimeno J.F. (2003) The Effects of Employment Protection: Learning from Variable Enforcement. CEPR Discussion Paper No. 3926.

Boeri T., Nicoletti G., Scarpetta S. (2000) Regulation and Labour Market Performance. CEPR Discussion Paper No. 2420.

Botero J.C., Djankov S., La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A. (2004) The Regulation of Labor // *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 119. No. 4. P. 1339–1382.

Cazes S., Nesporova A. (2003) Employment Protection Legislation (EPL) and its Effects on Labour Market Performance. ILO, High-Level Tripartite Conference on Social Dialogue, Malta, Valetta, 28 February – 1 March 2003.

Coe D.T., Snower D.J. (1997) Policy Complementarities: The Case for Fundamental Labour Market Reform. CEPR Discussion Paper No. 1585.

Desai, Goldberg, ed. (2007) Enhancing Russia's Competitiveness and Innovative Capacity. World Bank, Finance and Private Sector Development Department.

Dolado J.J., Serrano C.G., Jimeno J.F. (2002) Drawing Lessons From The Boom Of Temporary Jobs In Spain // *Economic Journal*. Vol. 112. No. 721. P. F270–F295.

Eamets R., Masso J. (2004) Labour Market Flexibility and Employment Protection Regulation in the Baltic States. IZA Discussion Paper No. 1147.

Eichhorst W., Feil M., Braun C. (2008) What have we learned? Assessing labor market institutions and indicators. IZA Discussion Paper No. 3470.

Elmeskov J., Martin J.-P., Scargetta S. (1998) Key Lessons for Labour Market Reforms: Evidence from OEGD Countries' Experiences // *Swedish Economic Policy Review*. No. 5. P. 205–252.

Feldmann H. (2005) Labour Market Institutions and Labour Market Performance in Transition Countries // *Post-Communist Economies*. Vol. 17. No. 1.

Freeman R. (2008) Labor Market Institutions Around the World. CEP Discussion Paper No. 844.

Freeman R. (2009) Labor Regulations, Unions, and Social Protection in Developing Countries: Market distortions or Efficient Institutions? NBER Working Paper No. 14789.

Freeman R.B. (2005) Labour Market Institutions without Blinders: The Debate over Flexibility and Labour Market Performance // *International Economic Journal*. Vol. 19. No. 2. P. 129–145.

Gimpelson V., Kapeliushnikov R., Lukiyanova A. (2008) Employment Protection Legislation in Russia: Regional Enforcement and Labour Market Outcomes / *Международная конференция «Достижения новой политической экономики»*. М.: ИФМИ ГУ ВШЭ и РЭШ, 30–31 мая 2008 г.

Grubb D., Wells W. (1993) Employment Regulation and Patterns of Work in EC Countries. OECD Economic Studies No. 21.

Hamermesh D.S. (1993) Labor Demand and the Source of Adjustment Costs. NBER Working Paper No. 4394.

Heckman J.J., Pagés C. (2000) The Cost of Job Security Regulation: Evidence from Latin American Labor Markets. NBER Working Paper No. 7773.

Heckman J.J., Pagés C. (2003) Law and Employment: Lessons from Latin America and the Caribbean. NBER Working Paper No. 10129.

Hopenhayn H., Rogerson R. (1993) Job Turnover and Policy Evaluation: A General Equilibrium Analysis // *Journal of Political Economy*. Vol. 101. No. 5. P. 915–938.

Ichino A., Polo M., Rettore E. (2003) Are Judges Biased by Labor Market Conditions? // *European Economic Review*. No. 47.

IMF (2003) Unemployment and Labor Market Institutions: Why Reforms Pay off? / *World Economic Outlook*. Ch. 4.

Kahn L.M. (2007) Employment Protection Reforms, Employment and the Incidence of Temporary Jobs in Europe: 1995–2001. IZA Discussion Paper No. 3241.

Layard R., Nickell S., Jackman R. (2005) *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford University Press.

Lazear E.P. (1990) Job Security Provisions and Employment // *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 105. No. 3. P. 699–726.

Montenegro C.E., Pagés C. (2003) Who Benefits from Labor Market Regulations? Chile 1960–1998. The World Bank, Policy Research Working Paper No. 3143.

Nickell S. (1997) Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America // *The Journal of Economic Perspectives*. Vol. 11. No. 3. P. 55–74.

Nickell S., Layard R. (1999) Labour Market Institutions and Economic Performance // *Handbook of Labor Economics*. Vol. 3 / Ed. by O. Ashenfelter, D. Card. Ch. 46. P. 3029–3084.

Nickell S., Nunziata L. (2001) Employment Patterns in OECD Countries. CEP Discussion Paper No. 0448.

Nickell S., Nunziata L., Ochel W., Quintini G. (2001, 2002) The Beveridge Curve, Unemployment and Wages in the OECD from the 1960s to the 1990s. CEP Discussion Paper No. 0502.

Nickell S., Nunziata L., Ochel W. (2005) Unemployment in the OECD Since the 1960s. What Do We Know? // *Economic Journal*. Vol. 115. No. 500. P. 1–27.

Nicoletti, G. Scarpetta S. (2005) Product Market Reforms and Employment in OECD Countries. OECD Economics Department Working Paper No. 472.

Nicoletti G., Scarpetta S., Boylaud O. (2000) Summary Indicators of Product Market Regulation with an Extension to Employment Protection Legislation. OECD Economics Department Working Paper No. 226.

OECD Employment Outlook, 1999.

OECD Employment Outlook, 2004.

OECD Employment Outlook, 2006.

OECD Detailed Description of Employment Protection in OECD and Selected Non-OECD Countries, 2008 (<http://www.oecd.org/employment/protection>).

Pierre G., Scarpetta S. (2004) Employment Regulations through the Eyes of Employers Do They Matter and how do Firms Respond to Them? IZA Discussion Paper No. 1424.

Piore M.J. (1986) Perspectives on Labor Market Flexibility // *Industrial Relations*. No. 25. P. 146–166.

Pissarides C.A. (2001) Employment protection // *Labour Economics*. Vol. 8. No. 2. P. 131–159.

Rutkowski J.J., Scarpetta S. (2005) Enhancing job opportunities: Eastern Europe and the former Soviet Union. The World Bank.

Saint-Paul G. (1999) The Political Economy of Employment Protection // *Journal of Political Economy*. Vol. 110. No. 3. P. 672–701.

Scarpetta S. (1996) Assessing the Role of Labour Market Policies and Institutional Settings on Unemployment: A Cross-Country Study. OECD Economic Studies. No. 26. P. 43–98.

Venn D. (2009) Legislation, Collective Bargaining and Enforcement: Updating the OECD Employment Protection Indicators. OECD Social, Employment and Migration Working Paper No. 89.

Wolfers J. (2005) Measuring the Effects of Employment Protection on Job Flows: Evidence from Seasonal Cycles. Society for Computational Economics, Computing in Economics and Finance Paper No. 98.

Приложение

Таблица П1. Методика расчета индекса защиты занятости ОЭСР (EPL)

Уровень 1 (Баллы, 0–6) Интегральный индекс защиты занятости, EPL	Уровень 2 (Баллы, 0–6)	Уровень 3 (Баллы, 0–6)	Уровень 4 (Баллы, 0–6)	Вес Версии 1, 2	Вес Версия 3
	Стандартные трудовые контракты ¹ , EPR (Версия 1: 1/2; версии 2, 3: 5/12) ²	Требования к процедуре увольнения, EPR1 (1/3)	Процедура уведомления (REG1) Задержка по времени перед тем, как может начаться уведомление (REG2)	(1/2) (1/2)	(1/2) (1/2)
		Период уведомления и размер выходного пособия для индивидуальных увольнений, кроме случаев нарушений со стороны работника, EPR2 (1/3)	Период уведомления при стаже 9 месяцев (REG3A) 4 года (REG3B) 20 лет (REG3C) Размер выходного пособия при стаже 9 месяцев (REG4A) 4 года (REG4B) 20 лет (REG4C)	(1/7) (1/7) (1/7) (4/21) (4/21) (4/21)	
	Сложность увольнения, EPR3 (1/3)	Определение необоснованного увольнения (REG5)	Определение необоснованного увольнения (REG5)	(1/4)	(1/5)
		Испытательный срок (REG6)	Испытательный срок (REG6)	(1/4)	(1/5)
		Размер компенсации в случае незаконного увольнения (REG7)	Размер компенсации в случае незаконного увольнения (REG7)	(1/4)	(1/5)
		Возможность восстановления на работе в случае незаконного увольнения (REG8)	Возможность восстановления на работе в случае незаконного увольнения (REG8)	(1/4)	(1/5)
			Максимальный срок, в течение которого можно обжаловать решение об увольнении (REG9)	–	(1/5)

Уровень 1 (Баллы, 0–6) Интегральный индекс защиты занятости, EPL	Уровень 2 (Баллы, 0–6)	Уровень 3 (Баллы, 0–6)	Уровень 4 (Баллы, 0–6)	Вес Версии 1, 2	Вес Версия 3
	Временные контракты, EPT (Версия 1: 1/2; версии 2, 3: 5/12)	Срочные трудовые контракты, EPT1 (1/2)	Ограничение случаев, когда возможно заключение срочного трудового договора (FTC1) Максимальное количество возобновлений договора с одним работником (FTC2) Максимальная кумулятивная продолжительность срочных договоров с одним работником (FTC3)	(1/2) (1/4) (1/4)	(1/2) (1/4)
		Агентства временной занятости, EPT2 (1/2)	Ограничение типов работ для предоставления услуг агентств (TW41) Ограничение количества возобновлений контрактов временной занятости (TW42) Максимальная кумулятивная продолжительность контрактов (TW43) Необходимость регистрации агентства и отчетности (TW44) Требование равных условий труда для стандартно занятых и работников, привлеченных по договорам временной занятости (TW45)	(1/2) (1/4) (1/4) – –	(1/3) (1/6) (1/6) (1/6) (1/6)
	Коллективные увольнения ³ , EPC (Версия 1: 0; версии 2, 3: 2/12)		Критерии массового увольнения (CD1)	(1/4)	(1/4)
			Дополнительные требования по уведомлению (CD2)	(1/4)	(1/4)
			Дополнительная задержка по времени перед уведомлением (CD3) Другие дополнительные затраты для работодателя (дополнительное выходное пособие, социальные планы и т.п.) (CD4)	(1/4)	(1/4)

Источник: (OECD ..., 2008).

Примечания. ¹ Бессрочные трудовые договоры, подразумевающие полную занятость работника. ² В скобках указан вес, с которым показатель агрегируется в индикатор более высокого уровня. ³ Учитываются только дополнительные ограничения, накладываемые на случаи массовых увольнений, по сравнению с индивидуальными увольнениями.

Таблица П2. Обозначения для названий стран на графиках

Обозначение	Страна	Обозначение	Страна
AUS	Австралия	JPN	Япония
AUT	Австрия	KOR	Южная Корея
BEL	Бельгия	LIT	Литва
BLG	Болгария	LAT	Латвия
BRA	Бразилия	LUX	Люксембург
CAN	Канада	MEX	Мексика
CHL	Чили	NLD	Нидерланды
CHN	Китай	NZL	Новая Зеландия
CZE	Чехия	NOR	Норвегия
DNK	Дания	POL	Польша
EST	Эстония	PRT	Португалия
FIN	Финляндия	RUS	Россия
FRA	Франция	SVK	Словакия
DEU	Германия	SVN	Словения
GRC	Греция	ZAF	Южная Африка
HUN	Венгрия	ESP	Испания
ISL	Исландия	SWE	Швеция
IND	Индия	CHE	Швейцария
IDN	Индонезия	TUR	Турция
IRL	Ирландия	GBR	Великобритания
ISR	Израиль	USA	США
ITA	Италия		

Таблица П3. Показатели для оценки жесткости 333 в 30 странах ОЭСР и 10 государствах, не входящих в ее состав

Страна	Индексы ОЭСР (Employment Protection Legislation), 2008 г.						Индексы Всемирного банка (Employing Workers), 2008 г.				Показатели для расчета ожидаемых прямых затрат на увольнение по методике [Heckman, Pagan, 2003], 2008 г.						Опросы работодателей (World Business Environment Survey), конец 1990-х – начало 2000-х гг.		Показатели для оценки охвата 333	
	EPL	EPR	EPT	EPC	REI*	DHI	DFI	FC	JS	NP	D	SP	C	и	WBESI	WBES2	SE	RE		
AUS	1,38	1,37	0,79	2,88	5	0	10	0,9	1,23	0,40	0,02	0,82	3,54	0,0	Н.д.	Н.д.	12,0	94,8		
AUT	2,41	2,19	2,29	3,25	20	0	40	0,5	0,90	0,80	0,10	0,00	3,54	0,0	Н.д.	Н.д.	14,3	91,0		
BEL	2,61	1,94	2,67	4,13	10,5	11	10	3,7	1,97	1,83	0,14	0,00	5,37	0,0	Н.д.	Н.д.	15,1	92,4		
BRA	2,27	1,49	3,96	0,00	39	78	0	8,6	0,96	0,37	0,02	0,00	1,13	0,5	85,6	41,8	36,4	Н.д.		
CAN	1,02	1,17	0,22	2,63	5,5	11	0	6,5	0,94	0,52	0,02	0,40	0,00	0,0	20,4	88,1	15,5	87,7		
CHL	1,93	2,59	2,04	0,00	26,5	33	20	12,1	4,33	0,59	0,04	2,79	1,81	0,5	54,6	81,8	27,9	Н.д.		
CHN	2,80	3,31	2,21	3,00	30,5	11	50	21,2	6,38	0,59	0,02	2,89	5,77	0,5	16,0	Н.д.	Н.д.	Н.д.		
CZE	2,32	3,00	1,71	2,13	21,5	33	10	5,1	3,38	1,18	0,43	1,77	4,72	0,0	43,4	0,9	16,5	92,0		
DNK	1,91	1,53	1,79	3,13	5	0	10	0,0	1,79	1,56	0,19	0,04	1,62	0,0	Н.д.	Н.д.	8,8	92,0		
EST	2,39	2,27	2,17	3,25	46,5	33	60	8,1	5,22	1,52	0,41	1,52	3,54	0,5	14,5	0,8	8,9	Н.д.		
FIN	2,29	2,38	2,17	2,38	42	44	40	6,0	5,23	1,08	0,02	0,00	8,26	0,5	Н.д.	Н.д.	13,3	84,9		
FRA	2,90	2,60	3,50	2,13	53,5	67	40	7,4	5,89	0,98	0,47	0,72	7,42	0,5	55,6	61,0	10,8	85,8		
DEU	2,63	2,85	1,96	3,75	36,5	33	40	16,0	5,26	1,14	0,31	1,49	4,61	0,5	61,0	72,0	11,9	85,4		
GRC	2,97	2,28	3,54	3,25	36,5	33	40	5,6	1,82	1,04	0,02	0,76	3,54	0,0	Н.д.	Н.д.	35,9	87,1		
HUN	2,11	1,82	2,08	2,88	5	0	10	8,1	1,60	0,71	0,14	0,75	4,33	0,0	33,3	23,5	12,4	92,1		
ISL	2,11	2,12	1,54	3,50	27	44	10	3,0	1,85	1,53	0,31	0,00	0,00	0,0	Н.д.	Н.д.	14	90,5		
IND	2,63	3,65	2,67	0,00	35	0	70	13,0	3,40	1,18	0,73	1,49	24,78	0,0	63,7	15,2	Н.д.	Н.д.		
IDN	3,02	4,29	2,96	0,00	60,5	61	60	25,1	6,77	0,00	1,57	3,42	3,54	0,5	31,6	Н.д.	66	Н.д.		
IRL	1,39	1,67	0,71	2,38	15,5	11	20	5,6	2,05	0,45	0,04	1,56	11,49	0,0	Н.д.	Н.д.	16,8	86,0		
ISR	1,88	2,19	1,58	1,88	5,5	11	0	21,2	1,28	0,52	0,02	0,75	3,59	0,0	Н.д.	Н.д.	12,7	Н.д.		
ITA	2,58	1,69	2,54	4,88	36,5	33	40	2,6	0,49	0,47	0,02	0,00	4,94	0,0	70,1	78,9	26,1	86,0		

Страна	Индексы ОЭСР (Employment Protection Legislation), 2008 г.				Индексы Всемирного банка (Employing Workers), 2008 г.				Показатели для расчета ожидаемых прямых затрат на увольнение по методике [Heckman, Pagan, 2003], 2008 г.						Опросы работодателей (World Business Environment Survey), конец 1990-х – начало 2000-х гг.		Показатели для оценки охвата 333	
	EPL	EPR	EPT	EPC	REI*	DHI	DFI	FC	JS	NP	D	SP	C	u	WBESI	WBES2	SE	RE
	JPN	1,73	2,05	1,50	1,50	15	0	30	0,9	0,61	0,59	0,02	0,00	3,54	0,0	Н.д.	Н.д.	13,9
KOR	2,13	2,29	2,08	1,88	37	44	30	21,2	1,38	0,59	0,79	0,00	3,54	0,0	Н.д.	Н.д.	31,8	66,4
LUX	3,40	2,68	3,92	3,88	53,5	67	40	9,1	2,43	1,86	0,20	0,37	2,95	0,0	Н.д.	Н.д.	6,5	92,3
MEX	3,23	2,25	4,00	3,75	51,5	33	70	12,1	4,64	0,00	0,02	2,74	3,76	0,5	63,6	73,0	34,5	79,7
NLD	2,23	2,73	1,42	3,00	43,5	17	70	4,0	3,45	0,34	0,98	2,13	4,13	0,0	Н.д.	Н.д.	13,7	81,7
NZL	1,16	1,54	1,08	0,38	10,5	11	10	0,0	0,43	0,30	0,14	0,00	4,54	0,0	Н.д.	Н.д.	17,4	Н.д.
NOR	2,65	2,20	3,00	2,88	50,5	61	40	3,0	4,78	0,93	0,31	0,00	7,08	0,5	Н.д.	Н.д.	8,0	91,0
POL	2,41	2,01	2,33	3,63	25,5	11	40	3,0	1,56	1,37	0,20	0,00	1,77	0,0	47,3	8,1	23,5	73,0
PRT	2,83	3,51	2,54	1,88	41,5	33	50	22,1	5,27	0,46	0,31	3,30	2,40	0,5	16,3	94,8	24,5	76,8
RUS	1,81	2,79	0,79	1,88	36,5	33	40	4,0	3,07	1,18	0,12	1,18	1,18	0,5	18,8	5,1	7,3	92,0
SVK	2,13	2,45	1,17	3,75	23,5	17	30	3,0	3,01	1,43	0,14	1,43	7,08	0,0	24,8	33,3	13,3	95,3
SVN	2,76	2,98	2,50	2,88	59	78	40	8,6	7,01	0,74	0,22	0,74	10,62	0,5	47,2	20,3	16,4	Н.д.
ZAF	1,35	1,91	0,58	1,88	43	56	30	5,6	1,65	0,53	0,37	0,75	7,08	0,0	84,9	30,5	17,6	Н.д.
ESP	3,11	2,38	3,83	3,13	54	78	30	13,0	2,60	0,59	0,02	1,99	3,88	0,0	49,0	71,8	17,7	70,6
SWE	2,05	2,72	0,71	3,75	36,5	33	40	6,0	8,02	1,81	0,14	0,00	12,16	0,5	60,8	88,2	10,6	84,0
CHE	1,77	1,19	1,50	3,88	5	0	10	3,0	1,18	1,15	0,02	0,01	2,43	0,0	Н.д.	Н.д.	16,2	86,7
TUR	3,46	2,48	4,88	2,38	37	44	30	22,1	4,03	1,02	0,02	2,99	6,53	0,0	33,8	26,5	41,9	88,8
GBR	1,09	1,17	0,29	2,88	10,5	11	10	5,1	1,56	0,82	0,02	0,72	3,83	0,0	53,0	74,0	13,3	94,7
USA	0,85	0,56	0,33	2,88	0	0	0	0,0	0,02	0,00	0,02	0,00	0,00	0,0	42,4	65,7	7,2	95,8

Примечания.

Индексы ОЭСР: *EPL* – индекс защиты занятости; его составляющие: *EPR* – индекс защиты постоянных работников от индивидуальных увольнений; *EPT* – индекс защиты временных работников; *EPC* – индекс дополнительных затрат на массовые увольнения. Все оцениваются по шкале от 0 (ограничений нет) до 6 (максимальные ограничения).

Источник: OECD Indicators of Employment Protection (<http://www.oecd.org/employment/ptotestion>).

Индексы Мирового банка: *REI** – индекс жесткости занятости, рассчитанный автором как средняя из двух составляющих: *DHI* – индекс сложности найма, *DFI* – индекс сложности увольнений. Все оцениваются по шкале от 0 (ограничений нет) до 100 (максимальные ограничения) для представительного работника представительного предприятия. *FC* – затраты на увольнение одного представительного работника по экономическим причинам (период уведомления, выходное пособие, компенсация в случае незаконного увольнения), переведены автором из недельного в месячное выражение с помощью коэффициента 1/4,3.

Источник: Doing Business: Employing Workers (<http://www.doingbusiness.org/ExploreTopics/EmployingWorkers/>).

Показатели для расчета ожидаемых затрат на увольнение одного работника в момент найма с предположением о том, что он будет работать на предприятии в течение 20 лет: *JS* – ожидаемые затраты (в количестве месячных зарплат), в том числе: *NP* – ожидаемые затраты на оплату труда в течение периода уведомления об увольнении; *D* – ожидаемые затраты на оплату труда в течение периода задержки перед уведомлением работника об увольнении; *SP* – ожидаемые затраты на выплату выходного пособия; *C* – ожидаемые затраты на компенсацию в связи с незаконным увольнением; *u* – вероятность признания увольнения незаконным (0,5 для стран, где характеристики работника не могут стать основанием увольнения или увольнение должно быть заменено/предварено переводом/переобучением работника, и ноль в остальных случаях). Рассчитано автором по данным: OECD Indicators of Employment Protection (<http://www.oecd.org/employment/protection>).

Опросы работодателей: *WBESI* – доля работодателей, которые считают, что регулирование рынка труда умеренно или значительно препятствует эффективной работе их предприятия (% от числа респондентов в данной стране); *WBES2* – доля работодателей, которые указывают на частое вмешательство государства в решение вопросов занятости на предприятии (% от числа респондентов в данной стране).

Источник: расчеты автора по данным: World Business Environment Survey. International Finance Corporation. The World Bank Group (<http://www.ifc.org/ifcext/economics.nsf/Content/IC-WBES>).

Показатели для оценки охвата 333: *SE* – доля самозанятых в общей численности занятых (источник: Key Indicators of the Labour Market, ILO, 2007 г. (Люксембург – 2005 г., Бельгия, Бразилия – 2006 г.); *RE* – доля работающих по бессрочным трудовым договорам в общей численности наемных работников (источник: OECD Employment Database, 2008 г.; кроме: Австралия – 2006 г., Греция – 2001 г., Мексика – 2004 г., США – 2005 г.; для России показатель взят на уровне 92% на основе экстраполяции тенденций 1992–2002 гг. по данным [Пимпельсон, Капелюшников, 2006]).

Таблица П4. Результаты эмпирических исследований влияния ЗЗЗ на занятость и безработицу

Работа	Выборка, период	Показатель жесткости ЗЗЗ (EP)	Зависимая (-ые) переменная (-ые)	Контрольные переменные
[Lazear, 1990]	20 стран; 1956–1984	Размер выходного пособия, выплачиваемого рабочему, имеющему 10-летний стаж работы на предприятии	ER; LFPR; UR; количество отработанных времени, ч	Квадратичный временной тренд; в некоторых спецификациях – доля населения в трудоспособном возрасте, темп роста ВВП на душу населения и его взаимодействие с EP
[Grubb, Wells, 1993]	11 стран ЕС; 1989	Индекс защиты занятости (среднее из индекса защиты постоянных работников, регулирования срочных трудовых договоров и агентской занятости)	ER; SER; PTW; TW; доля агентской занятости	
[Scarpetta, 1996]	15–17 стран ОЭСР; 1983–1993	Средний ранг из ранга страны по защите постоянных работников и ранга по защите временных работников, рассчитанный ОЭСР	StrUR; URY; LTUR; уровень незанятости	ALMP; UI; UD; COOR; CENT; TAX; RINT; OUTGAP; прокси для уровня конкуренции на товарных рынках; UD*COOR; UD*CENT
[Elmeskov, Martin, Scarpetta, 1998]	19 стран ОЭСР; 1983–1995 (годовые данные)	[Scarpetta, 1996]	StrUR	ALMP; UI; UD; COOR; CENT; TAX; MW; OUTGAP; UI*ALMP; UI*EP; EP*CORP; TAX*CORP
[Nickell, 1997]	20 стран ОЭСР; 1983–1988 и 1989–1994	Аналогично [Scarpetta, 1996]; Показатель исполнения трудовых стандартов (LST) (ЗЗЗ + регулирование рабочего времени, минимальной зарплаты, представительства интересов работников)	ER (тв); ERM; совокупное предложение труда (отношение фактического количества отработанного за год времени к нормальному, умноженное на ER); log UR; log STUR; log LTUR	RR; DUI; UD; UCOV; COOR; ALMP (инструмент.); TAX; прирост инфляции

Методика	Результаты
ОМНК (VAR), объединенная выборка; в некоторых спецификациях – фиксированные эффекты	Отрицательное влияние EP на уровни занятости и экономической активности, положительное – на уровень безработицы, распространение частичной занятости
Парные коэффициенты корреляции и регрессии	Отрицательное влияние EP на уровень занятости, частичную занятость, положительное – на самозанятость. Индекс защиты постоянных (временных) работников положительно (отрицательно) связан с временной занятостью. Индекс регулирования агентской занятости отрицательно связан с агентской занятостью
ДОМНК (VAR, кроме EP и ALMP), случайные эффекты; SUR для динамической модели	EP повышает структурную и длительную безработицу, уровень безработицы среди молодежи и уровень незанятости, а также сокращает скорость подстройки уровня безработицы
ДОМНК (VAR, кроме ALMP), случайные эффекты	EP повышает структурную безработицу. Этот эффект становится незначимым в условиях крайних степеней централизации коллективных переговоров
ОМНК (VAR, кроме EP), случайные эффекты; отдельно оценивались уравнения для двух указанных периодов времени	EP сокращает уровень занятости населения в трудоспособном возрасте и совокупное предложение труда, но не влияет на уровень занятости мужчин трудоспособного возраста. Влияние EP на уровень безработицы статистически незначимо, но EP повышает уровень долгосрочной и снижает уровень краткосрочной безработицы. Коэффициент при LST статистически незначим в уравнении для уровня безработицы

Работа	Выборка, период	Показатель жесткости ЗЗЗ (EP)	Зависимая (-ые) переменная (-ые)	Контрольные переменные
[Nickell, Layard, 1999]	20 стран ОЭСР; 1983–1988 и 1989–1994	[Nickell, 1997]	[Nickell, 1997]; рост производительности труда; рост совокупной производительности факторов (для периода 1976–1992)	[Nickell, 1997]; доля жилого фонда, в котором проживают собственники (прокси для территориальной мобильности)
[OECD, 1999]	19 стран ОЭСР; 1985–1990, 1992–1997	EPL для конца 1980-х и конца 1990-х, в том числе EPR, EPT, EPC	log UR; log URY; log URM; log URF; log URLS; log ER; log ERM; log ERF; log ERY; ΔU; ΔE; SER; TW	RR; DUI; ALMP; CENT; COOR; UD; UCOV; TAX; OUTGAP
[Heckman, Pagés, 2000, 2003]	43 страны ОЭСР, ЛАиК; 1980–1997 (годовые данные)	JS	ER; ERM; ERF; ERY; SER; UR; URM; URF; URY; LTUR (6 мес.)	ВВП; рост ВВП; уровень экономической активности женщин; доля населения в возрасте 15–24 лет
[Blanchard, Wolfers, 2000]	20 стран ОЭСР; 1960–1999 (8,5-летних периодов)	EPL + [Lazear, 1990] (искусственно выстроенный временной ряд для 1960–1984 гг.)	UR (нестандартизированные по странам)	RR; DUI; UD; UCOV; COOR; ALMP (инструмент.); TAX; наблюдаемые (TFP, RINT; LDEM) и ненаблюдаемые шоки; взаимодействие институтов и шоков
[Fitoussi, Jestaz, Phelps, Zoega, 2000]	19 стран ОЭСР; 1960–1998 (годовые данные)	[Nickell, Layard, 1999]	UR	RR; DUI; UD; UCOV; COOR; ALMP
[Belot, van Ours, 2000, 2002]	18 стран ОЭСР; 1960–1995 (годовые данные)	EPL (искусственный подсчет для ранних периодов)	UR	RR; UD; UCOV; COOR; TAX; прирост инфляции (прокси для краткосрочных макроэкономических шоков); все возможные взаимодействия между институтами

Методика	Результаты
[Nickell, 1997]; OMHK для производительности	Влияние EP на производительность труда и совокупную производительность факторов положительное и значимое, но эффект теряет значимость после коррекции на первоначальный разрыв в производительности
OMHK (VAR), случайные эффекты; отдельно оценивались уравнения для двух указанных периодов времени; OMHK для ΔU и ΔE	Коэффициент при EPL статистически незначим в уравнении для уровня безработицы, в том числе по отдельным социально-демографическим группам, кроме мужчин трудоспособного возраста (положительное и значимое влияние EPL на уровень безработицы среди них). Изменения EPL не влияют на изменения уровня безработицы в целом и по группам, кроме женщин трудоспособного возраста (отрицательное значимое влияние EPL). Влияние EPL на уровень занятости всего населения, мужчин, женщин, молодежи и долю временной занятости статистически незначимо, но положительно и значимо для доли самозанятых. Изменения EPL не оказывают значимого влияния на уровень занятости
OMHK (VAR), объединенная выборка, фиксированные эффекты, случайные эффекты; оценка по всей выборке и отдельно для ОЭСР и ЛАиК	EP значимо отрицательно влияет на уровень занятости всего населения, мужчин и молодежи. Влияние EP на уровень занятости женщин, самозанятость и уровень безработицы неустойчиво по отношению к используемой спецификации. Влияние EP на уровень безработицы положительно и значимо только для стран ОЭСР. EP не оказывает статистически значимого влияния на долгосрочную безработицу
OMHK (INVAR; VAR – только RR, EPL); HMK – для взаимодействий; проверка на устойчивость	EP усиливает влияние шоков на безработицу в долгосрочном периоде. Эффект существенным образом снижается при использовании варьирующихся во времени переменных институтов по сравнению с фиксированными значениями
OMHK (VAR)	EP повышает уровень безработицы
OMHK (VAR), объединенная выборка, фиксированные и случайные эффекты	В некоторых спецификациях EP сокращает (!) уровень безработицы, но в большинстве из них коэффициент при нем статистически незначим. EP повышает уровень безработицы в тех странах, где охват профсоюзами выше среднего уровня. Коэффициент при взаимодействии EP и централизации коллективных переговоров оказался неустойчивым

Работа	Выборка, период	Показатель жесткости ЗЗЗ (EP)	Зависимая (-ые) переменная (-ые)	Контрольные переменные
[Nickell, Nunziata, 2001]	20 стран ОЭСР; 1983–1988 и 1989–1994	Nickell, Layard, 1999	ER	UD; UCOV; COOR; TAX; RR; DUI; доля жилого фонда, в котором проживают собственники (прокси для территориальной мобильности)
[Nicoletti, Scarpetta, 2001]	20 стран ОЭСР; 1982–1998	EPL	ER (несельскохозяйственный сектор)	UD; COOR; CORP; RR; TAX; доля занятых в общественном секторе; OUTGAP
[Bertola, Blau, Kahn, 2002]	20 стран ОЭСР; 1960–1995/96 (7 5-летних периодов)	Blanchard, Wolfers, 2000	UR; URY; URM; URF; URO	RR; DUI; ALMP; UD; UCOV; COOR; TAX; TFP; RINT; LDEM; прирост инфляции; демографический шок (доля молодежи в общей численности населения)
[Nunziata, 2002]	20 стран ОЭСР; 1960–1995 (годовые данные)	Blanchard, Wolfers, 2000 + перевод в годовичные данные	UR	RR; DUI; UD; COOR; TAX; EPR; TRADE; RINT; MSUP; TFP; LDEM; доля жилого фонда, в котором проживают собственники (прокси для территориальной мобильности); RR*DUI; UD*COOR; TAX*COOR; взаимодействие шоков и институтов
[Nickell, Nunziata, Ochel, 2002, 2005]	20 стран ОЭСР; 1961–1992/95 (годовые данные)	Blanchard, Wolfers, 2000 + перевод в годовичные данные	ER; UR	RR; DUI; ΔUD; COOR; TAX; лаговая переменная UR; TRADE; RINT; MSUP; TFP; LDEM; доля жилого фонда, в котором проживают собственники (прокси для территориальной мобильности); RR*DUI; UD*COOR; TAX*COOR; взаимодействие ненаблюдаемых шоков и институтов

Методика	Результаты
ОМНК (INVAR), фиксированные эффекты	EP сокращает уровень занятости для всего населения, но не оказывает значимого влияния на уровень занятости мужчин трудоспособного возраста. Отсюда авторы делают вывод, что сокращается уровень занятости среди молодежи, женщин трудоспособного возраста и лиц старшего возраста
ОМНК (VAR), фиксированные эффекты, случайные эффекты	Влияние EP на уровень занятости отрицательно и статистически значимо. Этот эффект сохраняется в условиях среднего и высокого уровня координации коллективных переговоров, но в первом случае он больше по абсолютному значению, чем во втором
ОМНК (INVAR; VAR – только EPL, RR; UD; UCOV; COOR), фиксированные эффекты; для взаимодействий – НМНК	Положительно, но не всегда значимое влияние EP на уровень безработицы среди молодежи и женщин трудоспособного возраста по сравнению с уровнем безработицы мужчин трудоспособного возраста. Положительное, но не всегда значимое влияние на уровень безработицы лиц старшего возраста. EP повышает первоначальное влияние шока на уровень безработицы (если показатель EP не варьируется во времени; для варьирующегося эффект оказывается незначимым)
ДОМНК (VAR; INVAR), случайные эффекты, коррекция на гетероскедастичность и автокоррелированность остатков; страновые временные тренды	EP не повышает уровень безработицы, но увеличивает его устойчивость во времени
ДОМНК (VAR), случайные эффекты, коррекция на гетероскедастичность и автокоррелированность остатков; страновые временные тренды	EP не оказывает значимого влияния ни на уровень безработицы, ни на уровень занятости, хотя повышает устойчивость уровня безработицы во времени

Работа	Выборка, период	Показатель жесткости ЗЗЗ (EP)	Зависимая (-ые) переменная (-ые)	Контрольные переменные
[Addison, Teixeira, 2003]	21 страна ОЭСР; 1956–1999 (годовые данные); 1970–1999 (5-летние данные)	Lazear (1990) – размеру выходного пособия (VAR); ранг по этому показателю; Nickell (1997) (INVAR)	ER; UR; LFPR; LTUR	Пересчет: (Lazear, 1990) квадратичный временной тренд; в некоторых спецификациях – доля населения в трудоспособном возрасте, темп роста ВВП на душу населения и его взаимодействие с EP. Другие спецификации: RR; DUI; ALMP; UD; UCOV; COOR; TAX
[IMF, 2003]	20 стран ОЭСР; 1960–1998 (годовые данные)	Blanchard, Wolfers, 2000 + перевод в годовичные данные	UR	UI; UD; COOR; TAX; степень независимости Центрального банка; RINT; TRADE; рост производительности труда; все возможные взаимодействия между институтами рынка труда
[Baker, Glyn, Howell, Schmitt, 2004]	20 стран ОЭСР; 1960–1999 (8 5-летних периодов)	Blanchard, Wolfers, 2000	UR	RR; DUI; UD; UCOV; COOR; COOR ² ; TAX; ALMP; лаговая переменная UR; прирост инфляции (прокси для краткосрочных макроэкономических шоков); RR*DUI; UD*COOR; TAX*COOR
[Nicoletti, Scarpetta, 2004]	20 стран ОЭСР; 1980–2002 (годовые данные)	EPL	ER (несельскохозяйственный сектор)	UI; UD; COOR; CENT; PMR; доля занятых в общественном секторе; OUTGAP; EPL*CORP
[OECD, 2004]	19 стран ОЭСР; 1985–2002 (годовые данные)	EPL (годовые данные получены из 5-летних путем досчета с учетом периодов, когда происходили реформы); (EPR–EPT)	IUR; OUR; LTUR; ERM; ERF; ERY; ERO; ERLS	UCOV; CORP; RR; ALMP; TAX; OUTGAP

Методика	Результаты
ОМНК (VAR; INVAR), объединенная выборка, фиксированные эффекты, коррекция на гетероскедастичность и автокоррелированность остатков, случайные эффекты; НМНК для взаимодействий	Переоценка базового уравнения (Lazear, 1990) с добавлением данных за 15 лет: EP, оцениваемая с помощью размера выходного пособия, приводит к росту уровня безработицы и доли длительно безработных, сокращению уровня занятости и уровня экономической активности. Добавление фиксированных эффектов и коррекции на автокорреляцию остатков: коэффициент при размере выходного пособия в уравнении для уровня занятости и длительной безработицы становится незначимым; в уравнении для уровня экономической активности меняет знак; в уравнении для уровня безработицы остается положительным и значимым. Другие спецификации: коэффициент при выходном пособии остается положительным и значимым только для уровня безработицы. Замена выходного пособия на ранг по EP: коэффициент в уравнении для уровня безработицы становится незначимым
ДОМНК (VAR), фиксированные эффекты; динамическая модель	EP значительно повышает уровень безработицы. Коэффициент при параметре взаимодействия EP и охвата профсоюзами – отрицательный и значимый и является устойчивым к смене спецификации
ДОМНК (VAR, кроме ALMP), фиксированные и случайные эффекты, коррекция на гетероскедастичность остатков, проверка на устойчивость	Переоценка (Nickell, 1997) по тому же периоду, но с улучшенными показателями для институтов делает влияние институтов на уровень безработицы незначимым. Оценка уравнения для уровня безработицы с компонентами взаимодействия за весь период 1960–1999: коэффициент при EP незначим, но для периода 1980–1999 – отрицательный (!) и значимый
ОМНК (VAR), фиксированные эффекты, случайные эффекты; страновые временные тренды	Влияние EP на уровень занятости отрицательно и статистически значимо. Этот эффект сохраняется в условиях среднего и высокого уровня координации коллективных переговоров, но в первом случае он больше по абсолютному значению, чем во втором
ОМНК (VAR), случайные эффекты – для безработицы; ОМНК (VAR), объединенная выборка, фиксированные и случайные эффекты – для занятости	EP сокращает приток в безработицу и отток из нее. Кроме того, EP способствует росту длительной безработицы. EP сокращает уровень занятости среди женщин в основных трудоспособных возрастах, но не оказывает значимого влияния на уровень занятости мужчин. Коэффициент при EP для уровня занятости молодежи, лиц старшего возраста и низкоквалифицированных работников неустойчив к смене спецификации. Чем больше разница между индексом защиты постоянных и индексом защиты временных работников в пользу первого, тем выше доля молодежи и низкоквалифицированных работников, занятых на временных рабочих местах. Этот эффект не подтверждается для мужчин и женщин в основных трудоспособных возрастах и для лиц старшего возраста

Работа	Выборка, период	Показатель жесткости ЗЗЗ (EP)	Зависимая (-ые) переменная (-ые)	Контрольные переменные
[Feldmann, 2005]	12 стран переходной экономики; 1996–2001	Опросы работодателей (Executive Opinion Survey, World Economic Forum)	UR; URF; URY; URLS; LTUR; ER; ERF; ERY	MW; регулирование рабочего времени; власть профсоюзов; тип трудовых отношений (степень конкуренции); логарифм дохода на душу населения; GDPGR; прогресс перехода к рынку (индикатор ЕБРР); членство в ЕС; для ERY – доля студентов вузов
[Bassanini, Duval, 2006]	20 стран ОЭСР; 1982–2003; 1970–2003 (для взаимодействий)	EPL	UR (стандартизированный для всех стран)	RR; UD; CORP; TAX; PMR; OUTGAP или TFP; RINT; TRADE; LDEM; специфические и системные взаимодействия институтов; взаимодействие институтов и шоков
[Bassanini, Duval, 2006b]	20 стран ОЭСР; 1982–2003	EPL	ERM; ERF (PTW); ERF (FTW); ERO; ERY	RR; UD; CORP; TAX; PMR; OUTGAP или TFP; RINT; TRADE; LDEM; переменные для факторов предложения труда соответствующей социально-демографической группы
[Baccaro, Rei, 2007]	18 стран ОЭСР; 1960–1998	Nickell, Nunziata, Ochel (2005)	UR	RR; UD; COOR; TAX; индекс независимости Центрального банка; RINT; TFP; TRADE; прирост инфляции; компоненты взаимодействия институтов и институтов и шоков

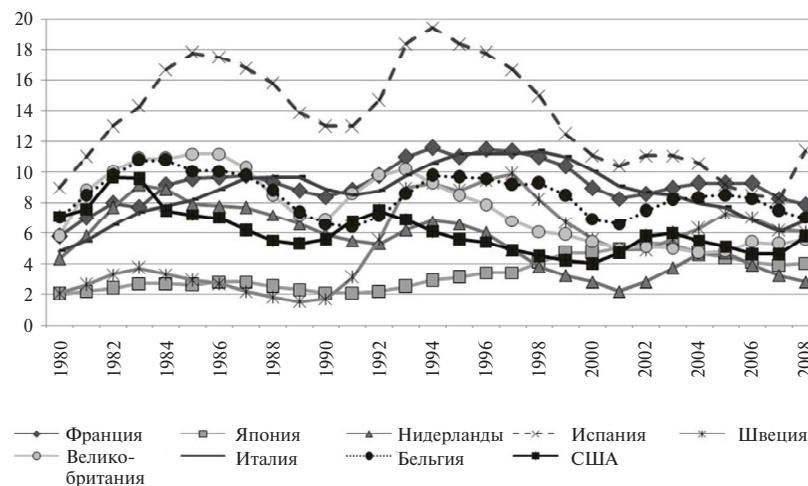
Методика	Результаты
ДОМНК	Жесткое регулирование найма и увольнения повышает уровень безработицы в целом, а также среди женщин и молодежи, увеличивает долю длительной безработицы, а также сокращает уровень занятости населения и уровень занятости молодежи
ДОМНК (VAR), фиксированные эффекты; НМНК – для специфических взаимодействий; ММП – для системных взаимодействий; проверка на устойчивость и эндогенность	EP не оказывает значимого влияния на уровень безработицы. Невысокий уровень значимости (10%) коэффициента взаимодействия EP и показателя корпоративизма
SUR (VAR); коррекция на эндогенность	EP не оказывает значимого влияния на уровень занятости мужчин и женщин в основных трудоспособных возрастах, но приводит к перераспределению внутри женской занятости между полной и частичной занятостью в пользу второй. EP значимо уменьшает уровень занятости среди молодежи (20–24 лет) и увеличивает уровень занятости среди лиц старшего возраста (55–64 лет)
ОМНК; ВМНК; ДОМНК с фиксированными и случайными эффектами; оценка в уровнях и в первых разностях; (VAR; INVAR); коррекция на автокорреляцию и гетероскедастичность остатков; оценка устойчивости	Пересчет результатов (IMF, 2003; Nickell et al., 2001, 2005) с корректировками (отказ от страновых временных трендов и др.). В результате опровергли значимое положительное влияние EP на уровень безработицы в силу его неустойчивости. Знак при EP меняется при смене спецификации: он положительный и незначимый при оценке уравнения в уровнях и отрицательный и несильно значимый в уравнении для разностей. Предпочитаемая авторами спецификация предполагает оценку по данным, усредненным за 5-летние интервалы, и не включает компоненты взаимодействия. При этом EP не оказывает значимого влияния на уровень безработицы

Источник: Составлено автором с использованием материалов [Addison, Teixeira, 2001]; [Bassanini, Duval, 2006a].

Обозначения:

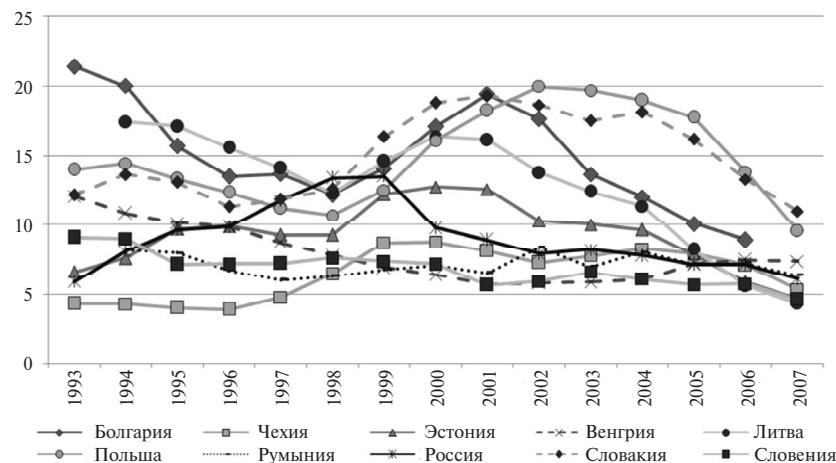
- EPL – индекс защиты занятости ОЭСР;
- EPR – индекс защиты постоянных работников;
- EPT – индекс защиты временных работников;
- EPC – индекс дополнительных затрат на коллективные увольнения;
- LFPR – уровень экономической активности;
- ER – уровень занятости населения;
- ERY – уровень занятости среди молодежи;
- ERO – уровень занятости среди лиц старшего возраста;
- ERM – уровень занятости среди мужчин в основных трудоспособных возрастах;
- ERF – уровень занятости среди женщин в основных трудоспособных возрастах;

ERLS – уровень занятости для низкоквалифицированной рабочей силы;
SER – доля самозанятых в общей численности занятых;
PTW – частичная занятость (доля частично занятых);
FTW – полная занятость;
TW – доля временных работников в общей численности занятых;
UR – уровень безработицы;
StrUR – уровень структурной безработицы;
URY – уровень безработицы среди молодежи;
URO – уровень безработицы среди лиц старшего возраста;
URM – уровень безработицы среди мужчин в основных трудоспособных возрастах;
URF – уровень безработицы среди женщин в основных трудоспособных возрастах;
URLS – уровень безработицы для низкоквалифицированной рабочей силы;
LTUR – доля длительно безработных в общей численности безработных;
STUR – доля краткосрочной безработицы;
IUR – приток в безработицу;
OUR – отток из безработицы;
RR – коэффициент замещения средней зарплаты пособием по безработице;
DUI – продолжительность получения пособия по безработице;
UI – показатель для системы пособий по безработице (одновременно учитывает *RR* и *DUI*);
UD – охват профсоюзами;
UCOV – охват коллективными договорами;
COOR – показатель координации коллективных переговоров;
CENT – показатель централизации коллективных переговоров;
CORP – показатель корпоративизма для коллективных переговоров;
TAX – налоговый клин;
PMR – индекс регулирования товарных рынков;
MW – индекс Кейтца для минимальной зарплаты;
ALMP – отношение расходов на активные программы на рынке труда в расчете на одного безработного к подушевому ВВП;
OUTGAP – отклонение объема выпуска от тренда;
RINT – шок реальной ставки процента;
TFP – шок совокупной производительности факторов производства;
TRADE – шок условий торговли (экспортно-импортных цен);
LDEM – шок спроса на труд;
MSUP – шок предложения денег;
GDPGR – прирост ВВП;
Методика:
ОМНК – обобщенный метод наименьших квадратов;
ДОМНК – доступный метод наименьших квадратов;
НМНК – нелинейный метод наименьших квадратов;
ВМНК – взвешенный метод наименьших квадратов;
ММП – метод максимального правдоподобия;
SUR – система внешне не связанных между собой уравнений;
VAR – варьирующиеся во времени институты;
INVAR – не варьирующиеся (фиксированные) во времени институты;
 Результаты: ЕР – 333.



Источник: OECD Employment Database.

Рис. П1. Динамика уровня безработицы в странах Европы, США и Японии, 1980–2008 гг., % от численности экономически активного населения



Источник: Key Indicators of the Labour Market, ILO.

Рис. П2. Динамика уровня безработицы в странах переходной экономики, 1993–2007 гг., % от численности экономически активного населения

Препринт WP15/2009/03
Серия WP15
Научные труды Лаборатории исследований рынка труда

Мироненко О.Н.

**Влияние законодательства о защите занятости
на рынок труда: опыт межстрановых сопоставлений**

Зав. редакцией оперативного выпуска *А.В. Заиченко*
Корректор *Т.Г. Беляева*
Технический редактор *Ю.Н. Петрина*

Отпечатано в типографии Государственного университета –
Высшей школы экономики с представленного оригинал-макета.
Формат 60×84 1/16. Бумага офсетная. Тираж 150 экз. Уч.-изд. л. 5,5
Усл. печ. л. 5,34. Заказ № . Изд. № 1127

Государственный университет – Высшая школа экономики
125319, Москва, Кочновский проезд, 3
Типография Государственного университета – Высшей школы экономики
125319, Москва, Кочновский проезд, 3
Тел.: (495) 772-95-71; 772-95-73

Для заметок
