

Е. Вакуленко, Е. Гурвич¹

**Взаимосвязь ВВП, безработицы и занятости: углубленный анализ
закона Оукена для России***

Аннотация

В работе строятся уравнения, описывающие краткосрочные и долгосрочные связи между показателями ВВП и безработицы (а также занятости). Впервые удается получить достоверное и устойчивое подтверждение выполнения закона Оукена для России. Показано, что реакция безработицы на спад производства значительно превосходит реакцию на такой же по силе рост ВВП. Межстрановые сравнения свидетельствуют, что значение коэффициента Оукена для России несколько уступает оценкам для большинства развитых стран и сопоставимо с показателями для других стран с формирующимся рынком.

JEL: E24, C32, Ключевые слова: ВВП, уровень безработицы, занятость, закон Оукена, Россия

Постановка задачи

Взаимосвязь двух главных (наряду с инфляцией) показателей макроэкономики – производства и безработицы – давно привлекает внимание исследователей. Ее изучение важно и в теоретическом, и в практическом плане. С одной стороны, данную связь явно или неявно используют во многих

¹ *Вакуленко Елена Сергеевна* (evakulenko@hse.ru), к. э. н., старший научный сотрудник НИУ ВШЭ (Москва); *Гурвич Евсей Томович* (egurvich@eeg.ru), к. физ.-мат. н., руководитель Экономической экспертной группы (Москва).

* Исследование выполнено в Экономической экспертной группе за счет гранта Российского научного фонда № 14-18-03666.

макроэкономических конструкциях (например, объединяя ее с кривой Филлипса, мы получаем функцию совокупного предложения). С другой стороны, зависимость между производством и безработицей нужно учитывать при выработке макроэкономической политики – например, при оценке «стоимости» политики поддержания занятости или (опять в комбинации с другими соотношениями) борьбы с инфляцией.

Интерес к рассматриваемой теме резко активизировался после «великой рецессии» (международного финансового кризиса 2007–2009 гг.). По данным МОТ (ILO's Global Employment Trends), число безработных в мире за эти годы выросло на 27 млн человек. При этом реакция рынка труда на кризис кардинально различалась по странам, что стимулировало изучение причин таких расхождений. Первая работа, где была сформулирована эмпирическая зависимость между безработицей и ВВП, появилась более 50 лет назад (Okun, 1962). Эта публикация положила начало целому направлению исследований, резко активизировавшихся после международного финансового кризиса.

Изначально предложенные А. Оукеном две основные формы связи между рассматриваемыми показателями в настоящее время обычно представляют в следующем виде:

$$g_t - g_t^* = b(u_t - u_t^*) + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$u_t - u_t^* = b^* \frac{Y_t - Y_t^*}{Y_t^*} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где: u , g – уровень безработицы и темп роста ВВП соответственно; u^* – естественный уровень безработицы; Y , Y^* – фактический и потенциальный объемы производства; ε_t – случайная переменная. Наряду с (1), (2) нередко рассматривают обратные соотношения (1а), (2а), где в качестве независимой переменной выступает изменение безработицы или ее отклонение от естественного уровня, а зависимой – темп роста производства или разрыв выпуска. Иногда к текущим значениям переменных добавляют лагированные показатели.

Соотношение (1) означает, что изменение темпов экономического роста на 1 п. п. меняет динамику безработицы на b п. п. Аналогично (2) исходит из того, что отклонение выпуска от потенциального уровня на 1 п.п. связано с отклонением уровня безработицы от ее естественного уровня на b п.п. Принципиален отрицательный знак при коэффициенте b – его принято называть «коэффициентом Оукена» (КО) – будь то соотношение (1), (2), (1a) или (2a), при ускорении роста безработица снижается. При выполнении данного условия все эти соотношения представляют разные формы закона Оукена (далее – ZO). Соответственно соотношение (1) означает, что для снижения безработицы требуется рост экономики со скоростью не менее $(-a/b)$. Важно иметь в виду (на что было указано, в частности, в: Barreto, Howland, 1993) ошибочность предположения, что в обратном уравнении (1a) коэффициент при изменении безработицы равен $1/b$. Поэтому при изучении закона Оукена целесообразно заранее определить направление причинно-следственных связей и в зависимости от этого оценивать прямую или обратную форму модели.

Одно из содержательных объяснений ZO состоит в том, что фактический выпуск под воздействием различных шоков колеблется вокруг своего потенциального уровня. Предприятия, следуя неоклассической производственной функции, реагируют на эти колебания, увеличивая или сокращая число работников. Однако, как отмечал сам Оукен, в краткосрочном плане труд выступает квазификсированным фактором, поскольку поиск, обучение и увольнение работника требуют некоторого времени и издержек. Поэтому компании частично адаптируются к изменению производства за счет коррекции количества отработанных работниками часов или меньшего стимулирования трудовых усилий. В результате фактическая реакция занятости отличается от той, которую можно было бы ожидать, исходя только из производственной функции.

Для стран с формирующимся рынком, включая Россию, оценки потенциального выпуска, как правило, недостаточно надежны, поэтому далее мы в основном будем обсуждать связь между изменением безработицы и ростом, то

есть соотношение (1). Наиболее дискуссионный вопрос здесь связан со степенью ее устойчивости во времени и универсальности (применимости одних и тех же коэффициентов Оукена ко всем странам). Другой вопрос: чем определяются различия и/или изменение значений КО, если мы признаем их существование? Разброс мнений характеризуют результаты приводимой ниже подборки исследований.

1. Устойчивая и универсальная связь. Исходное исследование Оукена относилось к определенному периоду и одной стране – США, однако долгое время ЗО рассматривался как универсальный. В ряде недавних работ такая универсальность была поставлена под сомнение. Однако была предпринята попытка построить общий (представительный для всех стран) коэффициент Оукена, объединив результаты из 269 публикаций, относящихся к разным странам и периодам (Perron et al., 2013). В результате, сделав поправку на так называемое «публикационное отклонение» (отбор для публикации только статистически значимых оценок), авторы приходят к выводу о «едином» значении КО на уровне $-0,25$, если в качестве зависимой переменной выступает безработица, или $-0,61$, если зависимой переменной служит выпуск.

2. Устойчивые, но дифференцированные по странам коэффициенты связи. Л. Болл и др. провели оценки ЗО – в основном в форме соотношения (2) – для США за период более 60 лет (1948–2011 гг.) по годовым и квартальным данным и для 20 развитых стран за 1980–2011 гг. (Ball et al., 2013). Исходя из полученных результатов, они делают вывод, что в большинстве случаев коэффициенты Оукена высоко значимы и устойчивы во времени, в том числе в период «великой рецессии». Вместе с тем обнаруживаются существенные межстрановые различия в их величине: построенные для соотношения (2) по годовым данным оценки КО лежат в диапазоне от $-0,15$ для Японии до $-0,85$ для Испании. В ряде других работ также отмечаются существенные различия в значениях КО между странами и изучаются факторы, объясняющие такие различия (см., например: Cazes et al., 2013; Crivelli et al., 2012).

К причинам в основном относятся институциональные факторы, уменьшающие гибкость рынка труда (ограничения, накладываемые на увольнение работников законодательством либо профсоюзами, мобильность рабочей силы и т. п.). Страны, где ригидность рынка труда невелика (как США), имеют высокие значения КО, в странах со значительной ригидностью (как Япония или Германия) значения КО оказываются низкими.

А. Изюмов и Дж. Вахали сформулировали и проверили предположение, согласно которому выполнение ЗО характерно только для достаточно зрелого рынка труда (Izyumov, Vahaly, 2002). Сравнивая страны с переходной экономикой, лидирующие и отстающие в проведении реформ, они обнаружили, что на начальном этапе (1991–1994 гг.) оценка КО для первой группы стран была отрицательной, но отличалась от нуля только на уровне значимости 10%, а для второй группы КО вообще был незначим. На последующем этапе (1995–2000 гг.) реакция безработицы на рост экономики в странах-лидерах усилилась и стала статистически значимой на уровне 1%. В менее реформированных странах оценка КО также стала значимой на уровне 1%, однако зависимость безработицы от темпов роста оставалась заметно слабее, чем у лидеров. Этот подход развили Х. Габриш и Х. Бушер, которые предложили считать формирование рыночных механизмов на рынке труда бывших плановых экономик завершенным, когда там начинает устойчиво выполняться закон Оукена (Gabrisch, Buscher, 2006).

В качестве подтверждения роли зрелых рыночных механизмов как необходимого условия действия ЗО отметим, что в ряде менее развитых стран экономистам не удалось обнаружить значимых связей между производством и безработицей. Это относится, в частности, к Индии, Китаю (Lal et al., 2010), Пакистану (Ahmed et al., 2011).

3. Меняющиеся значения КО. В ряде работ приводятся свидетельства того, что значения коэффициентов Оукена для отдельных стран не только различаются между собой, но и меняются во времени. В большинстве случаев исследователи обнаруживают постепенное усиление зависимости безработицы от динамики

производства. Такой тренд был выявлен в 10 из 15 рассмотренных стран ОЭСР (в том числе в Великобритании, Германии, Франции, Японии) (Sogner, Stiassny, 2002). Сотрудники МВФ приходят к такому же выводу применительно к США (IMF, 2010), а Битон – для США и Канады (Beaton, 2010).

4. *Отсутствие устойчивой связи.* Сразу после «великой рецессии» многие авторы (см., например: Daly, Hobijn, 2010; Elsby et al., 2010) выдвинули предположение, что в ходе международного финансового кризиса связь между безработицей и производством оказалась разрушенной и, таким образом, закон Оукена больше не действует. Другие авторы (например, Р. Гордон, 2010) предложили гипотезу, что данное соотношение перестает действовать в кризисные периоды: в качестве обоснования они указывали на то, что после всех трех последних рецессий в США (1990–1991, 2001 и 2007–2009 гг.) наступал период роста производства без увеличения занятости.

5. *«Ситуативный» характер связи между производством и безработицей, его зависимость от обстоятельств.* Перечислим некоторые наиболее важные гипотезы.

О. Бланшар и Д. Кво выдвинули предположение, что реакция занятости зависит от того, чем обусловлено изменение производства: предложением или спросом (иными словами, природой испытываемых экономикой шоков) (Blanchard, Quah, 1989). Предложив метод разделения шоков по их характеру, они показали, что для экономики США коэффициент Оукена, отражающий только шок совокупного спроса, заметно превосходит стандартный коэффициент, измеренный без выделения видов шока. Реакция безработицы на шок предложения (основанный главным образом на технологическом прогрессе) оказалась статистически незначимой.

Во многих работах обсуждались различия в реакции безработицы на рост и спад экономики. Так, высказывается мнение, что сила этой связи значительно меняется в рамках бизнес-цикла, усиливаясь при спаде и ослабляясь при подъеме (Knotek, 2007; Owyang, Sekhposyan, 2012). Более сложную гипотезу выдвигает Ж.

Фуко. Он считает, что связь между ВВП и безработицей усиливается при очень высоком или очень низком уровне циклической безработицы и остается сравнительно слабой в «промежуточных» состояниях, то есть при умеренной безработице (Foucault, 2008). Данный сюжет подробнее рассматривается ниже.

Асимметричность реакции безработицы на рост и падение производства может иметь разные причины и соответственно разное направление. Так, было сформулировано два альтернативных объяснения асимметрии: «избежание рисков» и «удержание работников» (Silvapulle et al., 2004). Согласно первой концепции, при появлении признаков рецессии работодатели немедленно начинают сокращать издержки, в том числе на оплату труда, чтобы избежать возможных убытков. Напротив, на этапе роста они начинают вновь набирать работников, когда убедятся в его устойчивости. Альтернативный механизм предполагает, что работодатели в своих действиях руководствуются трудностями, связанными с увольнением работников (оно нередко требует определенных расходов), а также их последующим поиском и обучением. Если явные и неявные издержки замены работников велики, то в случае временного ухудшения конъюнктуры работодатели будут стремиться удерживать больше работников, чем необходимо для производства в текущий момент. Если преобладает стратегия «избежание рисков», то можно ожидать более сильной реакции безработицы на спад экономики, чем на такой же по величине ее рост. Если преобладает «удержание работников», то реакция на спад будет сравнительно слабой. Лишь эмпирический анализ может определить, насколько велика асимметрия реакций и на какие шоки безработица реагирует сильнее. В ряде работы было показано, что асимметричность связи безработица–ВВП типична по крайней мере для развитых стран, и при спаде производства сила такой связи обычно больше, чем при росте (Lee, 2000; Beaton, 2010).

Несмотря на важность закона Оукена и активное изучение этого соотношения в мире, для России его анализ находится на самой начальной стадии. В работе Ахундовой и др. рассматривались различные спецификации ЗО, однако,

как признают авторы, им не удалось получить статистически значимую оценку «классических» уравнений типа (1) для российской экономики периода 1994–2004 гг. (Ахундова и др., 2005). Некоторые модификации уравнений, связывающих динамику производства с безработицей, отвечали эконометрическим требованиям, однако отчасти носили искусственный характер (так, для получения лучшего качества предпочтение отдавалось модели вида (2), хотя тест Гренджера показал, что производство определяет безработицу, а не наоборот.) В целом авторы сделали вывод о невозможности построить устойчивые оценки закона Оукена применительно к рассмотренному ими периоду: «Проведенный на основе как статических, так и динамических моделей анализ взаимосвязи динамики реального ВВП и уровня безработицы в целом подтвердил неустойчивость этой зависимости в российской экономике и неопределенность ее эволюции во времени» (Ахундова и др., 2005. С. 494).

В одной недавней работе содержатся оценки КО, однако исходные данные о росте ВВП и безработице отличаются от соответствующих оценок Росстата, что ставит под сомнение полученные результаты (Ibragimov et al., 2013).

В нашей работе на основе годовых данных за 1995–2013 гг. построена модель вида (1) (Вакуленко, Гурвич, 2014), где коэффициент Оукена имеет значимый отрицательный знак:

Это означает, что «равновесный» (обеспечивающий стабильный уровень безработицы) темп роста составляет 2,2%. Сравнивая полученную оценку с результатами Б. Карджи, полученными для аналогичного уравнения и по данным за близкий период (Kargie, 2013), мы отмечали, что зависимость безработицы от роста в России ниже, чем в большинстве развитых стран (за исключением Германии, Норвегии и Японии), но сопоставима с зависимостью для стран с формирующимся рынком (Мексики, Турции, Ю. Кореи). При этом равновесный

темпа роста, напротив, близок к показателям развитых стран, уступая соответствующим величинам для стран с формирующимся рынком.

Предварительный анализ данных

Наш анализ проводился на основе квартальных данных за период с начала 1995 по III квартал 2013 г. Все исследуемые ряды сглаживались на сезонность с помощью процедуры TRAMO/SEATS, которая чаще всего применяется для таких целей (Бессонов, Петроневич, 2013). Численность занятых и безработных характеризовали показатели Росстата, рассчитанные в соответствии с методологией MOT по данным выборочных обследований населения по проблемам занятости² (рис. 1).



Рис. 1

² Краткосрочные экономические показатели Российской Федерации. Стат. сборник. М.: Росстат.

Уровень безработицы рос до начала 1999 г., когда он достиг максимального значения – 13,3%. Затем безработица снижалась и накануне кризиса 2008 г. составляла 5,6%. После непродолжительного повышения она вновь стала уменьшаться и к концу периода незначительно превышала 5%. По имеющимся оценкам, с середины 2007 по середину 2008 г. и в 2012–2013 гг. безработица в России примерно соответствовала (или была ниже его) естественному уровню, то есть уровню, не ускоряющему инфляцию (IMF, 2014).

Объем и динамику производства характеризовали значения ВВП в постоянных ценах за период с начала 1995 по III квартал 2013 г. и соответствующие темпы роста (рис. 2). Источник этих данных, как и в первом случае, – Росстат. В целом за рассматриваемый период рост производства преобладал над спадом: объем ВВП увеличился на 89%, а число кварталов, когда был зафиксирован рост производства (с устраненной сезонностью), в 4,3 раза превышало число кварталов, когда производство падало.

Объем ВВП в постоянных ценах 2008 г. и темп роста ВВП, сглаженный на сезонность

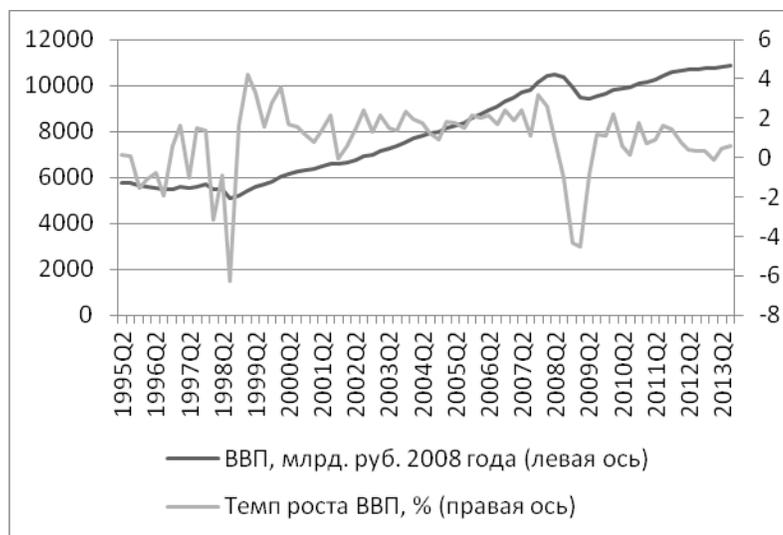


Рис. 2

Мы начали предварительный анализ с проверки исследуемых временных рядов на стационарность с помощью двух тестов: расширенного теста Дикки–Фуллера и KPSS (Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin; см.: Kwiatkowski et al., 1992). Первый тест показал, что исследуемые временные ряды не стационарны для любых спецификаций теста (с константой, с константой и трендом и без них)³. Тест KPSS с константой для всех рядов однозначно подтверждает, что ряды не стационарны (табл. 1). Правда, при включении в спецификацию тренда тест показывает, что ряды стационарны. Вместе с тем использованные тесты на стационарность не учитывают возможность структурных сдвигов за рассматриваемый период (что актуально, так как он включал два масштабных финансовых кризиса).

Таблица 1

Тест KPSS на единичные корни без учета структурных сдвигов

Переменная ^a	KPSS (константа) ^b	KPSS (константа, тренд) ^c
Численность занятых	0,992	0,128
Уровень безработицы	0,817	0,088
ВВП	1,129	0,133
Критическое значение (5%)	0,463	0,146

Примечания. ^a Все переменные взяты в логарифмах (кроме уровня безработицы) и очищены от сезонности. ^b В тесте KPSS (константа) константа вставляется в базовую спецификацию. ^c В тесте KPSS (константа и тренд) константа и тренд вставляются в базовую спецификацию.

В таблице 2 представлены результаты тестирования на стационарность с учетом возможных структурных сдвигов в уровне исследуемых переменных. Используются два вида тестов на эндогенные структурные сдвиги: тест Эндрюса–Зивота (Andrews, Zivot, 1992) на один структурный сдвиг и тест Клементе и др. на

³ Количество лагов для теста выбиралось с помощью информационного критерия Шварца (BIC).

два структурных сдвига (Clemente et al., 1998). Проведенные дополнительные тесты выявили значимые структурные сдвиги. Для всех переменных оба вида тестов однозначно утверждают, что на уровне значимости 5% нельзя отвергнуть нулевую гипотезу о нестационарности исследуемых временных рядов, поскольку расчетные тестовые статистики меньше критических значений. Первые разности переменных стационарны в тестах как без учета структурных сдвигов, так и с их учетом. Таким образом, все исследуемые временные ряды имеют один единичный корень.

Таблица 2

Тесты на единичные корни с учета одного и двух структурных сдвигов*

Переменная	Тест Эндрюса–Зивота на один структурный сдвиг в уровнях (константа)		Тест Клементе и др. на два структурных сдвига	
	<i>t</i> -статистика	дата структурных сдвигов	<i>t</i> -статистика	дата структурных сдвигов
Численность занятых	-3,159	2003q3	-3,692	1998q3, 2004q4
Уровень безработицы	-3,582	2008q3	-3,541	1998q3, 2002q2
ВВП	-3,910	2008q4	-3,101	2001q4, 2006q1
Критическое значение (5%)	-4,80		-5,490	

Примечание. * Все переменные (кроме уровня безработицы) взяты в логарифмах и очищены от сезонности.

На следующем этапе мы исследовали наличие причинно-следственных (с точки зрения эконометрических критериев) связей между переменными. Характер таких связей далеко не однозначен – в большинстве случаев ВВП влияет на безработицу, однако в ЮАР направление причинности в долгосрочной перспективе идет от безработицы к ВВП, а в Малайзии связь между рассматриваемыми переменными двухсторонняя (Noor et al., 2007).

Поскольку исследуемые ряды не стационарные, тесты по Гренджеру на причинно-следственный характер связей проверялись для первых разностей. Тест строился для двух временных периодов: с учетом кризисов и без них (I квартал 1999 – III квартал 2008 г.) для разного количества временных лагов. Полученные

результаты представлены в таблице 3, где оценки, позволяющие отвергнуть представленные в левой колонке гипотезы на уровне значимости 5%, отмечены серым цветом. Практически во всех рассмотренных вариантах получается, что безработица не служит причиной ВВП. Для периода 1995–2014 гг. ВВП устойчиво оказывается причиной безработицы, однако для периода без кризисов результаты анализа не столь однозначны. Таким образом, результаты теста различаются в зависимости от рассматриваемых периодов и числа лагов.

Ситуация намного более простая для связи между показателями ВВП и занятости. Почти все тесты говорят о том, что ВВП служит причиной численности занятых, а занятость не является причиной ВВП. Проведенный анализ позволяет считать ВВП «более экзогенной» переменной, чем уровень безработицы и численность занятых. Следовательно, все уравнения для оценки коэффициентов Оукена будут приводиться для спецификаций, где зависимыми переменными выступают уровень безработицы или численность занятых.

Таблица 3

Результаты теста Гренджера для первых разностей логарифмов переменных, очищенных от сезонности

Период	1995–2014					1999–2008				
	1	2	4	5	6	1	2	4	5	6
ВВП не причина безработицы	0,000	0,000	0,004	0,017	0,037	0,10	0,005	0,027	0,06	0,091
Безработица не причина ВВП	0,370	0,649	0,778	0,709	0,596	0,319	0,706	0,021	0,215	0,053
ВВП не причина занятости	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000	0,099	0,000	0,000	0,000	0,001
Занятость не причина ВВП	0,218	0,422	0,468	0,247	0,279	0,620	0,663	0,685	0,802	0,160

Моделирование связи между показателями производства и безработицей (занятостью)

Краткосрочные связи

В качестве первого шага мы построили стандартное уравнение Оукена (1). Тесты показали, что индикаторы безработицы и ВВП не стационарны, однако их первые разности стационарны, следовательно, при оценивании моделей в разностях – как предусматривает модель (1) – не возникает кажущихся регрессий. В качестве небольшой модификации рассматривалась модель, в которой вместо темпа роста ВВП фигурировало изменение логарифма физического объема ВВП, однако, как и можно было ожидать, результаты оценивания оказались очень близкими. Оценки в двух левых столбцах таблицы 4 показывают, что в России наблюдается значимая отрицательная зависимость безработицы от объема производства. Оценка коэффициента Оукена составила $-0,103$, иными словами, краткосрочная реакция рынка труда на ускорение роста экономики на 1 п. п. означает снижение безработицы на 0,1 п. п. Отметим, что для аналогичной модели другие авторы получили почти вдвое меньшее значение КО ($-0,057$) (Ibragimov et al., 2013). Это дает дополнительные основания сомневаться в надежности их результатов и позволяет предположить, что в настоящей работе дана первая обоснованная оценка уравнения и коэффициента Оукена.

Сравнивать полученную для России оценку с оценками для других стран сложно, потому что период, покрываемый данными, и спецификация модели разные в различных исследованиях (например, в некоторых работах вместо изменения безработицы в уравнениях фигурирует ее уровень, нередко включают лагированные переменные и т. д.). В таблице 5 приведены оценки коэффициента Оукена для выборки, включающей как развитые страны, так и страны с формирующимся рынком. Причем были отобраны лишь результаты, полученные для спецификации вида (1) по квартальным данным с помощью аналогичных

эконометрических методов. Приведенные результаты показывают примерно такую же картину, как и упомянутые выше международные сопоставления из нашей работы (Вакуленко, Гурвич, 2014): значения КО для России ниже, чем для большинства развитых стран, и относительно близки к оценкам КО для других стран с формирующимся рынком. Вероятные причины этого обсуждаются ниже.

Другой вариант модели представлен в столбце 3 – он включает темпы роста ВВП с лагом 1 и 2 квартала. Эта спецификация точнее описывает наблюдения, информационные критерии (AIC и BIC) также указывают на ее преимущества. Лаги более высоких порядков оказались не значимыми и не вели к улучшению модели по указанным критериям. Модель с дополнительными лагами позволяет рассчитать среднесрочный коэффициент Оукена, составивший $-0,153$. Другими словами, ускорение роста ВВП на 1 п. п. в среднесрочной перспективе приведет к увеличению темпа снижения безработицы на 0,15 п. п. При этом через один квартал уровень безработицы дополнительно снижается на 0,08 п. п. и практически на столько же (на 0,07 п. п.) – еще через квартал. Увеличение значения КО по сравнению с первым вариантом модели показывает, что часть эффекта проявляется не мгновенно, а через 1–2 квартала.

Различия в оценках коэффициента Оукена для годовых и квартальных данных можно объяснить тем, что уровень безработицы реагирует на изменение ВВП в течение нескольких кварталов. Среднесрочный коэффициент Оукена, полученный на основе модели с лагами (табл. 4, столб. 3), составил $-0,15$, то есть оказался близок к ранее полученной нами оценке по годовым данным ($-0,17$). Таким образом, можно ожидать, что оценки, построенные по годовым данным и потому дополнительно учитывающие квартальную волатильность и отсроченную реакцию, как правило, будут давать большие (по абсолютной величине) значения, чем оценки на основе квартальных данных.

Следующий шаг состоял в проверке симметричности реакции безработицы на положительные и отрицательные шоки производства. Тестирование асимметричности подстройки важно по многим причинам, в частности, знания о

ее наличии могут быть полезны при проведении структурной (например, реформирование рынка труда) и стабилизационной (например, денежно-кредитная политика) политики. Кроме того, игнорирование асимметричности может привести к ошибкам прогнозирования (Harris, Silverstone, 2001).

Оценки асимметричной модели, приведенные в столбце (4), показывают, что реакция на негативные шоки производства более чем в 2 раза превышает по силе реакцию на позитивные. Более того, коэффициент Оукена при положительном изменении ВВП незначимо отличается от нуля. Таким образом, в поведении работодателей в России (как и в большинстве других стран) преобладает уход от рисков, а не стремление сохранить работников.

Тесты на автокорреляцию и условную гетероскедастичность показывают, что этих проблем в построенных моделях нет. Однако только в модели с дополнительными лагами и асимметричной модели остатки можно считать нормальными (тест Харке–Бера) на уровне значимости 1%.

Таблица 4

Оценки стандартной модели Оукена

Переменная / статистика	(1) Стандартная спецификация	(2) С разностями логарифма ВВП ¹	(3) Изменение ВВП с лагом 1 и 2 кв.	(4) Асимметричность
Темп роста ВВП, %	-0,103*** (0,030)			
		-0,103*** (0,025)		
				-0,056 (0,051)
				-0,141*** (0,043)
			-0,079*** (0,026)	
			-0,074*** (0,026)	
Константа	0,05 (0,05)	0,06 (0,05)	0,09* (0,05)	-0,01 (0,08)
Скорректированная R^2	0,18	0,18	0,31	0,18
DW	1,5	1,5	1,57	1,58
JB (Хи, p-value)	14,87 (0,00)	14,29 (0,00)	7,41 (0,02)	7,74 (0,02)

BG (F, p-value)	2,21 (0,12)	2,16 (0,12)	1,75 (0,18)	1,52 (0,22)
ARCH (F, p-value)	2,59 (0,11)	2,8 (0,11)	0,03 (0,86)	4,39 (0,04)
AIC	0,93	0,93	0,76	0,94
BIC	0,99	0,99	0,85	1,04

Примечания. DW – статистика Дарбина–Уотсона; JB – статистика Харке–Бера; BG – статистика Бройша–Годфри для проверки автокорреляции второго порядка; ARCH – тест на условную гетероскедастичность; AIC – критерий Акаика; BIC – критерий Шварца.¹ В столбцах (2)-(4) уровень безработицы выражается в долях (например, 0,05). * Значимость на уровне 10%. *** Значимость на уровне 1%.

Таблица 5

Оценки коэффициентов Оукена по странам*

Страна	Оценка коэффициента b_1	Источник оценки	Период наблюдения
Испания	-0,40	Jardin, Gaetan, 2012	1984–2009
США	-0,29	Ball et al., 2013	1948Q2–2011Q4
Великобритания	-0,24	Jardin, Gaetan, 2012	1984–2009
Франция	-0,22	Jardin, Gaetan, 2012	1984–2009
Чехия	-0,21	D'Apice, 2014	1994–2013
Германия	-0,17	D'Apice, 2014	1994–2013
	-0,13	Jardin, Gaetan, 2012	1984–2009
Венгрия	-0,15	D'Apice, 2014	1994–2013
Швейцария	-0,14	Jardin, Gaetan, 2012	1984–2009
Бразилия	-0,12	Tombolo, 2014	1980Q1–2013Q3
<i>Россия</i>	<i>-0,10</i>	<i>Оценка авторов</i>	<i>1995Q1–2013Q3</i>
Нидерланды	-0,10	Jardin, Gaetan, 2012	1984–2009
Италия	-0,06	Jardin, Gaetan, 2012	1984–2009

Примечание. * Оценки КО относятся к спецификации (1) по квартальным данным.

Скользящие средние

При анализе стабильности коэффициента Оукена его часто строят для последовательности отрезков фиксированной длины (со сдвигающимися начальными и конечными точками). В разных работах использовались отрезки длиной от 20 до 40 кварталов. Сопоставление построенных значений позволяет

судить, с одной стороны, об устойчивости КО, а с другой – о возможных причинах его вариации.

На рисунках 3 и 4 представлены оценки коэффициентов связи ВВП с безработицей и численностью занятых соответственно, построенные по скользящим 10-летним периодам. Полученные оценки с противоположным знаком откладываются на вертикальной оси графиков, а конечные точки рассматриваемого отрезка – на горизонтальной. На обоих графиках видно заметное усиление связи между показателями при включении в рассматриваемый период кризиса 2008 г. Заметим также, что коэффициенты незначимо отличаются от нуля в случаях, когда не затрагивается кризисный период. Эти результаты соответствуют полученному выше в рамках краткосрочного анализа выводу о незначимости коэффициента Оукена при положительных шоках (преобладавших в период между кризисами).

На рисунке 3 видно, что расчетные значения коэффициента Оукена на протяжении рассматриваемого периода менялись от 0,07 до 0,15. Для сравнения: оценки схожей модели по десятилетним периодам с 1990 по 2010 г. в США показали, что коэффициент Оукена варьировал от 0,18 до 0,4; в Германии – от 0,14 до 0,25 в 2008 г. и 0,12 к концу периода (Cazes et al., 2013). Сравнительно низкие коэффициенты Оукена в России говорят о том, что в кризисные периоды падение ВВП будет приводить к меньшему росту безработицы. Если сравнить реакцию на кризис в 2008 г., то в США, как и в России, коэффициент Оукена резко вырос, а в Германии и Нидерландах – снизился, поскольку в этих странах ВВП существенно упал, а уровень безработицы почти не изменился (Cazes et al., 2013).

Динамика коэффициента Оукена (с противоположным знаком) в модели с безработицей и ВВП

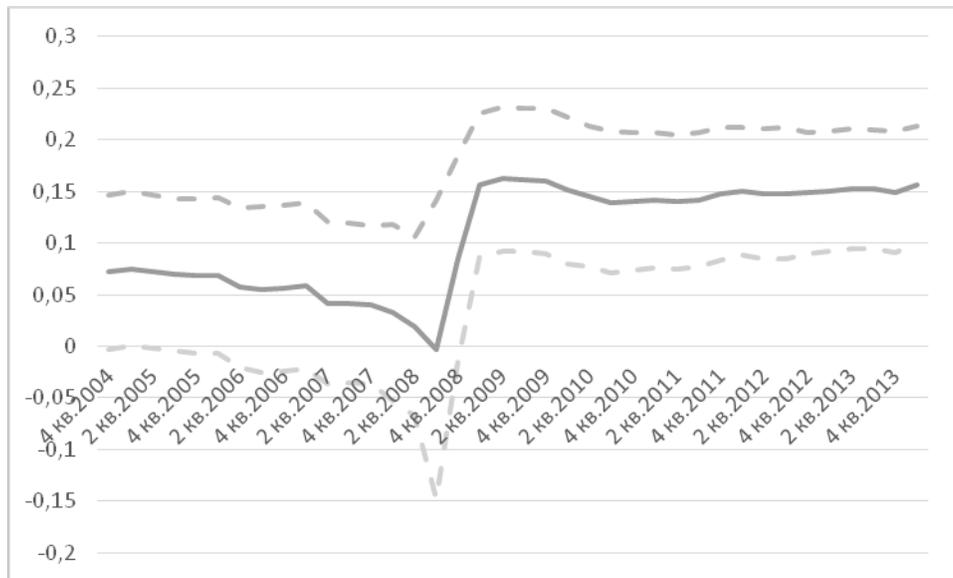


Рис. 3

Динамика коэффициента Оукена (с противоположным знаком) в модели с занятостью и ВВП

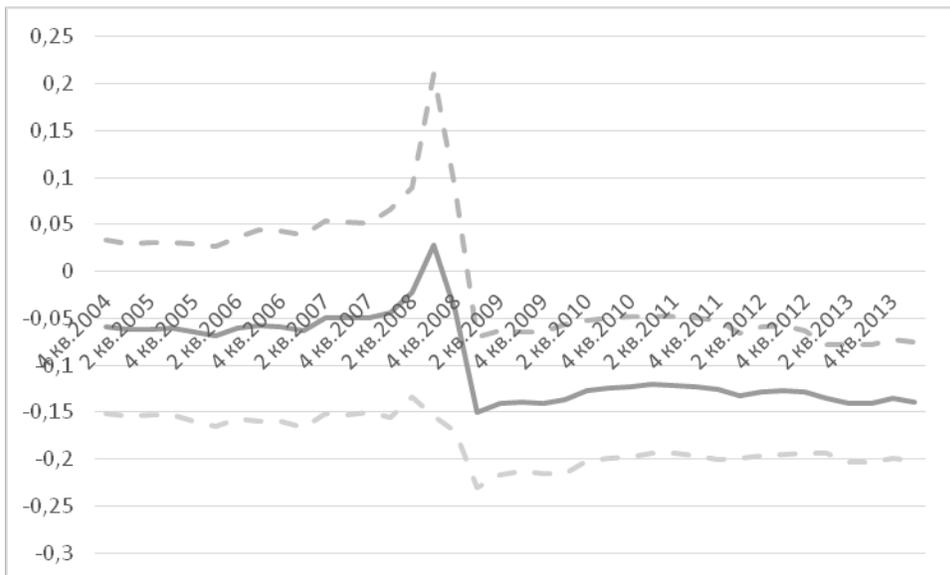


Рис. 4

Коинтеграционные соотношения

К. Атфилд и Б. Сильверстоун показали, что если исследуемые ряды не стационарные, но коинтегрированные, то стандартные способы оценки модели

Оукена дадут смещенные результаты (Attfield, Silverstone, 1997). Построенный нами тест Йохансена продемонстрировал, что исследуемые ряды – ВПП и уровень безработицы, а также ВВП и численность занятых, – в большинстве рассматриваемых спецификаций коинтегрированы. С помощью соответствующих тестов были подобраны количество лагов и спецификация модели (с трендом, константой и т. д.). В выбранных спецификациях (4 запаздывания для уровня безработицы, 1 и 4 запаздывания для численности занятых) статистика TRACE и статистика MAX показали наличие одного коинтеграционного соотношения.

Тестирование остатков и значимости коэффициентов для каждой спецификации, а также информационных критериев Акаике и Шварца позволило сделать вывод о предпочтительности моделей с константой только в коинтеграционном соотношении. Отметим, что мы также тестировали наличие коинтеграции между переменными другими способами: с помощью процедур Энгла–Грэнджера (Engle, Granger, 1987), П. Филлипса и С. Оулиариса (Phillips, Ouliaris, 1990), Б. Хансена (Hansen, 1992). Помимо этого, мы также тестировали наличие асимметричной коинтеграции в виде моделей TAR и MTAR. Результаты тестов на коинтеграцию для переменных уровень безработицы и ВВП представлены в таблице 1, а для численности занятых и ВВП – в таблице 2 в Приложении.

Проведенный анализ показал, что среди тестов на симметричную коинтеграцию только тест Хансена указывает на ее наличие. В тестах на асимметричную коинтеграцию (Enders, Siklos, 2001) в случае TAR спецификации по статистике t -MAX на 5% находится коинтеграция, но при этом мы не отвергаем гипотезу, что коэффициенты α и β (для положительного и отрицательного значений остатков коинтеграционного соотношения) одинаковы (F статистика приведена в таблицах 1 и 2 Приложения). Следовательно, нет оснований говорить об асимметричности коинтеграционных соотношений.

С учетом результатов проведенных тестов мы строим модели векторной авторегрессии коррекции ошибок (VECM). Это позволяет отдельно оценить долгосрочную связь между переменными и краткосрочную подстройку после отклонений от равновесия. Тем самым решается проблема полного учета влияния динамики производства на безработицу независимо от того, с каким лагом оно проявляется.

Модель VECM представима в следующем виде:

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

где X_t - вектор исследуемых временных рядов (логарифм ВВП и уровня безработицы или логарифмы ВВП и численности занятых в экономике), k - количество лагов, D_t - вектор дамми переменных (константа, линейный тренд), ε_t - вектор случайных ошибок. Предполагается, что ε_t представляет собой вектор нормально распределенных случайных величин с нулевым матожиданием и ковариационной матрицей Ω . Выражение $\beta' X_t$ - коинтеграционное соотношение, показывающее долгосрочные зависимости между переменными.

Для того чтобы учесть возможную асимметрию подстройки после отклонений от долгосрочного тренда, помимо модели (3) мы также рассмотрели векторные модели коррекции ошибками с асимметрией, так называемые TAR и MTAR⁴ модели (Hansen, 1996). В этих моделях подстройка к положительным и отрицательным шокам разделяется и оценивается отдельно⁵. Обозначим коинтеграционное соотношение $e_t = \beta' X_t$, тогда спецификация модели TAR для векторной модели коррекции ошибками выглядит так:

$$\Delta X_t = \alpha_1 I_t e_{t-1} + \alpha_2 (1 - I_t) e_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

$$\text{где } I_t = \begin{cases} 1, & \text{если } e_{t-1} \geq 0 \\ 0, & \text{если } e_{t-1} < 0 \end{cases}$$

⁴ Для векторных моделей коррекции ошибками также встречаются обозначения TVECM и MTVECM.

⁵ В данном случае мы рассматриваем ноль в качестве порогового значения.

Таким образом, данная спецификация предполагает различную скорость подстройки к долгосрочному равновесию после положительных и отрицательных отклонений от него. Чтобы система вернулась к своему долгосрочному тренду коэффициенты α_1 и α_2 должны быть отрицательными. Однако, они могут иметь различные значения. Мы тестируем гипотезу о равенстве этих коэффициентов для проверки гипотезы об асимметричности подстройки. Подобная спецификация для моделирования рынка труда использовалась в работах (Harris, Silverstone, 2001, Phiri, 2014) и др.

В работе также рассматривается векторная MTAR модель коррекции ошибками. Спецификация этой модели имеет следующий вид:

$$\Delta X_t = \alpha_1 M_t e_{t-1} + \alpha_2 (1 - M_t) e_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (5)$$

где $M_t = \begin{cases} 1, & \text{если } \Delta e_{t-1} \geq 0 \\ 0, & \text{если } \Delta e_{t-1} < 0 \end{cases}$.

Мы рассматриваем модели TAR и MTAR с заданным пороговым значением (нулевое), поскольку нас интересует именно реакция на положительные и отрицательные шоки.

Оценки коинтеграционных соотношений, полученные с помощью процедуры Йохансена для уравнения (3), представлены в таблице 6. Показатели ВВП и численности занятых взяты в логарифмической форме, а уровень безработицы – без логарифмирования. Следовательно, оценки долгосрочных соотношений показывают эластичность для случая модели с занятостью и полуэластичность – для случая с безработицей. Полученные результаты свидетельствуют о том, что в долгосрочной перспективе увеличение ВВП на 1% связано со снижением безработицы на 0,07–0,08 п. п. Эластичность численности занятых по ВВП составляет 0,16–0,18. Отметим, что коэффициенты уравнений для периода с учетом кризисов и без них оказались схожими. Следовательно, кризисные шоки не оказывают влияния на сложившиеся долгосрочные соотношения.

Коэффициенты коинтеграционных соотношений

Переменная	Объясняемая переменная			
	безработица		занятость	
	1995–2014	1999–2008	1995–2014	1999–2008
ВВП	-0,081	-0,073	0,16	0,18
	(0,013)	(0,044)	(0,010)	(0,005)
Константа	0,82	0,62	2,76	2,57

Примечание. Все коэффициенты значимы на уровне 1%. В скобках приведены стандартные ошибки. Уровень безработицы выражается в долях, ВВП и численность занятых в логарифмах.

Оценив модель VECM, мы можем сравнить коэффициенты со стандартной моделью Оукена. Коэффициенты модели VECM для всего периода (табл. 7, столб. 1) оказываются близкими к коэффициентам модели с лагами (табл. 4, столб. 3). Однако нельзя утверждать, что в стандартной спецификации модели (1) нет смещения коэффициентов, так как ошибки (остатки коинтеграционного соотношения) значимые. Отметим также, что сложно прямо сравнивать модель VECM и стандартную модель Оукена, поскольку в VECM модель также включены лаги изменения безработицы (занятости) в качестве регрессоров и рассматривается большее число лагов для изменения ВВП. Заметим, что скорректированный R^2 для уравнений модели VECM выше, чем для стандартной спецификации модели Оукена. Остатки уравнений модели VECM, согласно статистикам Харке–Бера, имеют нормальное распределение. Также мы можем отвергнуть наличие гетероскедастичности и автокорреляции в остатках.

Коэффициенты для модели VECM

	Объясняемая переменная			
	Δ безработица		Δ занятость	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Независимые переменные	1995–2014	1999–2008	1995–2014	1999–2008
Коинтеграционное	-0,097***	-0,007	-0,25***	-0,98***

соотношение				
	(0,03)	(0,02)	(0,07)	(0,28)
	-0,075***	0,035	0,04	-0,15
	(0,027)	(0,090)	(0,05)	(0,15)
	-0,065***	-0,135***	0,19***	0,16**
	(0,020)	(0,042)	(0,05)	(0,08)
	0,037	0,068	-0,14***	-0,21***
	(0,033)	0,052	(0,06)	(0,09)
	-0,036	-0,012	0,11***	0,05
	(0,032)	(0,046)	(0,03)	(0,08)
Скорректированный R^2	0,40	0,24	0,39	0,12
JB (p-value)	3,93 (0,14)	5,91 (0,05)	2,76 (0,25)	1,09 (0,58)

Примечания. Все переменные, кроме уровня безработицы, взяты в логарифмах. Уровень безработицы выражается в долях. ** Значимость на уровне 5%. *** Значимость на уровне 1%. В скобках приведены стандартные ошибки. JB – значение статистики Харке–Бера.

Оценки моделей (4) и (5) для ВВП–уровня безработицы и ВВП–численности занятых представлены в таблицах 8 и 9 соответственно. Результаты F -теста показали, что статистические различия в коэффициентах при отрицательном и положительном коинтеграционных соотношениях отсутствуют в случае MTAR модели, но имеются в случае TAR модели в уравнении уровня безработицы и численности занятых. Можно сделать вывод, что подстройка к долгосрочному соотношению асимметрична для уровня безработицы и численности занятых. Причем скорость подстройки в уравнении безработицы больше в случае положительных отклонений от долгосрочного тренда, а в уравнении численности занятых, наоборот, – в случае отрицательных. Здесь нет противоречия: положительное отклонение уровня безработицы от тренда означает рост показателя, а отрицательное отклонение занятости – снижение численности занятых. Таким образом, численность занятых и уровень безработицы быстрее возвращаются к долгосрочному тренду после негативных шоков в экономике (как отмечалось выше, подобная ситуация типична для большинства стран).

Для сопоставления наших результатов с полученными в других исследованиях мы оценили модели VECM, TAR и MTAR для логарифмов ВВП и

уровня безработицы. Рост ВВП в постоянных ценах на 1% ведет к снижению показателя безработицы, измеренного в процентах, примерно на 1% - например, с 5% до 4,95%. (табл. 3 Приложения). При прочих равных условиях, уровень безработицы возвращается к долгосрочному равновесию примерно через полгода после негативного шока⁶ (табл. 4 Приложения, модель TAR). Это гораздо быстрее, чем, например, в Великобритании – 3,75 года, и сопоставимо с цифрами по Японии – 8,5 месяца (Harris, Silverstone, 2001)⁷. Численность занятых после отрицательных шоков возвращается к долгосрочному тренду еще быстрее (табл. 9, модель TAR) – в течение 4 месяцев. Возврат уровня безработицы к долгосрочному равновесию после положительного шока в экономике происходит намного медленнее – при прочих равных условиях, через 7 лет. Для сравнения: в Канаде это занимает 5 лет, в США – примерно 9,2 месяца, в Австралии – 9,8 месяца (Harris, Silverstone, 2001). Численность занятых возвращается к долгосрочному тренду после положительных шоков также медленно – через 8,6 года. Но здесь надо отметить, что коэффициент подстройки статистически не значим.

Заметим, что коэффициенты перед коинтеграционными соотношениями в уравнениях ВВП не значимы. Это говорит о том, что ВВП – более экзогенная переменная по сравнению с численностью занятых и уровнем безработицы.

Асимметричность отношений между уровнем безработицы и ВВП для России отмечалась также в: Sevik et al., 2013. Однако авторы использовали другую методологию (подход Марковских цепей). Они показали, что циклический уровень безработицы более чувствителен к циклическому ВВП в периоды спада экономики.

⁶ Имеется в виду рост уровня безработицы.

⁷ Отметим, что в работе: Harris, Silverstone, 2001, авторы в долгосрочное соотношение включали тренд. В нашей модели тренда не было, поскольку такая спецификация предпочтительнее по тесту Йохансена. Эти различия могли повлиять на сравнение скорости подстройки.

Таблица 8

**Скорость подстройки асимметричных моделей TAR и MTAR и модели VECM для
логарифма ВВП и уровня безработицы**

Коэффициент	Модель TAR		Модель MTAR	
	ВВП	уровень безработицы	ВВП	уровень безработицы
	0,002 (0,092)	-0,478*** (0,211)	-0,001 (0,002)	-0,114*** (0,043)
	-0,003** (0,001)	-0,083** (0,032)	-0,004** (0,002)	-0,073 (0,046)
'	4,93**	3,39**	1,36	0,44
	Модель VECM			
	-0,002 (0,001)	-0,096*** (0,031)		

Таблица 9

**Скорость подстройки асимметричных моделей TAR и MTAR и модели VECM для
логарифмов ВВП и численности занятых**

Коэффициент	Модель TAR		Модель MTAR	
	ВВП	занятость	ВВП	занятость
	-0,057 (0,284)	-0,029 (0,103)	-0,099 (0,032)	-0,412*** (0,123)
	-0,461 (0,425)	-0,776*** (0,155)	-0,255 (0,235)	-0,255** (0,235)
'	0,43	12,1***	0,16	1,44
	Модель VECM			
	-0,201 (0,192)	-0,294*** (0,076)		

Примечания. ** Значимость на уровне 5%. *** Значимость на уровне 1%.

Обсуждение результатов

Полученные результаты прежде всего показывают, что закон Оукена выполняется в России как в краткосрочной, так и в долгосрочной перспективе. Общие свойства связи между ВВП и показателями безработицы в нашей стране аналогичны выявленным для других стран. Значения коэффициента Оукена отрицательны и достоверно отличаются от нуля. Реакция безработицы на падение производства значительно сильнее, чем на его рост, связь носит устойчивый долгосрочный характер (переменные коинтегрированы), в краткосрочном плане на это накладывается краткосрочная реакция на шоки. Как и в других странах, связь ВВП–безработица усиливается в кризисные периоды и снижается (вплоть до того, что может стать незначимой) в периоды роста экономики. В целом значение коэффициента Оукена для России несколько уступает оценкам для большинства развитых стран и сопоставимо с показателями для стран с формирующимся рынком.

Согласно нашим результатам, российский рынок труда не отличается от рынков труда других стран особой подстройкой своих показателей к экономической конъюнктуре. Это согласуется с результатами наших предыдущих исследований (Вакуленко, Гурвич, 2014).

Проведенный анализ позволяет выдвинуть гипотезу относительно общих свойств закона Оукена. Представляется, что наблюдаемые различия значений КО между странами и периодами, с одной стороны, определяются не только институциональными свойствами рынка труда (сила переговорных позиций профсоюзов, степень защищенности работников от увольнения и др.), но в не меньшей степени – характером испытываемых шоков. Как отмечалось выше, в России в рассматриваемый период преобладали положительные шоки, а в большинстве других стран выборки они были относительно сбалансированными. Среднегодовой рост за период, к которому относятся оценки в таблице 5, в России составил 3,2%, в Бразилии – 2,7, в Венгрии – 2,0%, в развитых странах, как правило, еще ниже. Это означает, что сравнительно низкие оценки КО могут

отражать не столько специфику отечественного рынка труда, сколько условия, в которых развивалась российская экономика в рассматриваемый период.

Интерпретация такой позиции с точки зрения рассмотренных выше дискуссий о степени «универсальности» закона Оукена двойственна. С одной стороны, тем самым подчеркивается изменчивость связи производство–безработица, поскольку характер и размеры шоков обычно имеют высокую волатильность. С другой стороны, значительная часть вариации в силе изучаемой связи объясняется внешними факторами – таким образом, признается относительно высокая устойчивость КО при сопоставимых условиях. В дальнейшем анализ закона Оукена, очевидно, должен проводиться с учетом условий, действовавших в анализируемый период, – в частности, соотношения длительности периодов роста и спада экономики.

Список литературы / References

- Ахундова О. В., Коровкин А. Г., Королев И. Б. (2005). Взаимосвязь динамики ВВП и безработицы: теоретический и практический аспект // Научные труды ИМП РАН / Под ред. А. Г. Коровкина. С. 471–497. [Akhundova O. V., Korovkin A. G., Korolev I. B. (2005). Relationship between GDP dynamics and unemployment: Theoretical and practical aspect. In: *INP RAN Scientific Works*. A. G. Korovkin (ed.), pp. 471–497. (In Russian).]
- Бессонов В. А., Петроневич А. В. (2013). Сезонная корректировка как источник ложных сигналов // Экономический журнал ВШЭ. Т. 17. № 4. С. 554–584. [Bessonov V. A., Petronevich A. V. (2013). Seasonal adjustment as a source of false signals. *HSE Economic Journal*, Vol. 17, No. 4, pp. 554–584. (In Russian).]
- Вакуленко Е. С., Гурвич Е. Т. (2014). Моделирование механизмов российского рынка труда // Препринты. Высшая школа экономики. Серия WP3 «Проблемы рынка труда», № 8. [Vakulenko E. S., Gurvich E. T. (2014). Modeling mechanisms of Russian labor market. Preprints. HSE. Series WP3 “Problems of Labor Market”, No. 8. (In Russian).]
- Ahmed K., Khali S., Saeed A. (2011). ‘Does There Exist Okun’ s Law in Pakistan?’ *International Journal of Humanities and Social Science*, 1 (12): 293 – 99.

- Andrews D. W. K., Zivot E. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3, pp. 251–270.
- Attfield C.L.F., Silverstone B. (1997). Okun's coefficient: A comment. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, pp. 326–329.
- Ball L., Leigh D., Loungani P. (2013). Okun's law: Fit at fifty. *NBER Working Paper*. No. 18668.
- Barreto H., Howland F. (1993). There are two Okun's law relationships between output and unemployment. *Working paper*. Wabash College.
- Beaton K. (2010). Time variation in Okun's law: A Canada and U.S. comparison. *Bank of Canada Working Paper*, No. 2010-7.
- Blanchard O., Quah D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, Vol. 79, pp. 655–673.
- Cazes S., Verick Sh., Hussami F. A. (2013). Why did unemployment respond so differently to the global financial crisis across countries? Insights from Okun's law. *IZA Journal of Labor Policy*, Vol. 2, No. 1, pp. 1–18.
- Cevik E. I., Dibooglu S., Barisik S. (2013). Asymmetry in the unemployment–output relationship over the business cycle: Evidence from transition economies. *Comparative Economic Studies*, Vol. 55, pp. 557–581.
- Clemente J., Montañés A., Reyes M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, Elsevier, Vol. 59, No. 2, pp. 175–182.
- Crivelli E., Furceri D., Toujas-Bernaté J. (2012). Can policies affect employment intensity of growth? A cross-country analysis. *IMF Working Paper* No. WP/12/218.
- D'Apice P. (2014). Path dependence and the persistence of high unemployment in the Slovak Republic. *ECFIN Country Focus*.
- Daly M., Hobijn B. (2010). Okun's law and the unemployment surprise of 2009. *FRBSF Economic Letter*, No. 2010-07, March 8.
- Elsby M., Hobijn B., Sahin A. (2010). The labour market in the Great Recession. Federal Reserve Bank of San Francisco, *Working Paper Series*, No. 2010-07.
- Engle R. F., Granger C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251–276.
- Enders W., Siklos P. L. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 19, No. 2, pp. 166–176.
- Fouquau J. (2008). Threshold effects in Okun's law: A panel data analysis. *Economics Bulletin*, Vol. 5, No. 33, pp. 1–14.

- Gabrisch H., Buscher H. (2006). The relationship between unemployment and output in post-communist countries. *Post-Communist Economies*, Vol. 18, No. 3, pp. 261–276.
- Gordon R. (2010), Okun's Law and productivity innovation. *American Economic Review*, 100:11–15.
- Hansen B. E. (1992). Efficient estimation and testing of cointegrating vectors in the presence of deterministic trends. *Journal of Econometrics*, Vol. 53, No. 1–3, pp. 87–121.
- Hansen B. E. (1996). Estimation of TAR Models. *Boston College Working Papers in Economics* No. 325. Boston College Department of Economics.
- Harris R., Silverstone B. (2001). Testing for asymmetry in Okun's law: A cross-country comparison. *Economics Bulletin*, Vol. 5, No. 2, pp. 1–13.
- Ibragimov M., Karimov J., Permyakova E. (2012). Unemployment and output dynamics in CIS countries: Okun's law revisited. *EERC Working paper* No. E13/04. Kiev.
- IMF (2010). Unemployment dynamics during recessions and recoveries: Okun's law and beyond. In: *World Economic Outlook*, Ch. 3, April, pp.87–126.
- IMF (2014). IMF Country Report No. 14/176. Russian Federation, Selected Issues.
- Izyumov A., Vahaly J. (2002). The unemployment–output tradeoff in transition economies: Does Okun's law apply? *Economics of Planning*, Vol. 35, No. 4, pp. 317–331.
- Jardin M., Gaetan S. (2011). How Okun's law is non-linear in Europe: A semi-parametric approach. *Working Paper*, University of Rennes, Rennes.
- Kargi B. (2014). Okun's law and long term co-integration analysis for OECD countries (1987–2012). *International Research Journal of Finance and Economics*, Vol. 119, P. 77–85.
- Knotek E. (2007). How useful is Okun's law? *Economic Review*, Fourth Quarter. Federal Reserve Bank of Kansas City, pp. 73–103.
- Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, Vol. 54, No. 1–3, pp. 159–178.
- Lal I. et al. (2010). Test of Okun's Law in Some Asian Countries: Co- Integration Approach. *European Journal of Scientific Research*, 40 (1): 73-80.
- Lee J. (2000). The Robustness of Okun's law: Evidence from OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 22, No. 2, pp. 331–356.
- Noor Z., Nor N., Ghani J. (2007). The relationship between output and unemployment in Malaysia: Does Okun's law exist? *International Journal of Economics and Management*, Vol. 1, No. 3, pp. 337–344.

- Okun A. M. (1962). *Potential GNP: its measurement and significance*. Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association, 1962; reprinted in Cowles Foundation, Yale University.
- Owyang M., Sekhposyan T. (2012). Okun's law over the business cycle: Was the great recession all that different? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 94, No. 5, pp. 399–418.
- Perman R., Stephan G., Tavera C. (2013). Okun's law – a meta analysis. *Strathclyde Discussion Papers in Economics*, No. 13-11.
- Phillips P., Ouliaris S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, Vol. 58, No. 1, pp. 165–193.
- Phiri A. (2014). Re-evaluating Okun's law in South Africa: A nonlinear co-integration approach. *MPRA Paper No. 57398*.
- Silvapulle P., Imad A. M., Silvapulle M. J. (2004). Asymmetry in Okun's law. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 37, No. 2, pp. 353–374.
- Soegner L., Stiassny A. (2002). An analysis on the structural stability of Okun's law – a cross-country study. *Applied Economics*, Vol. 14, pp. 1775–1787.
- Tombolo G., Hasegawa M. (2014). Okun's law: Evidence for the Brazilian economy. *The Economic Research Guardian*, Vol. 4, No. 1, pp. 2–12.

Приложение

Таблица 1

Тесты на коинтеграцию для переменных уровень безработицы и ВВП

	E-G	P-O	H	TAR	MTAR
	-0,115 (-2,706)	-0,105(-2,789)	0,18***	-0,117 (-2,039)**	-0,124 (-1,639)
	NA	NA	NA	-0,201 (2,221)	-0,152 (2,267)
	NA	NA	NA	4,18	3,85
	NA	NA	NA	0,66	0,08

Примечания. E–G, P–O и H представляют результаты тестов Энгла–Грэнджера (Engle, Granger, 1987), Филлипса и Оулиариса (Phillips, Ouliaris, 1990) и Хансена (Hansen, 1992) соответственно. В скобках представлены результаты *t*-статистик. Для теста Хаусмана представлено значение тестовой статистики для спецификации с 1 стохастическим трендом и без константы. Нулевая гипотеза этого теста – ряды коинтегрированы. Для асимметричных тестов TAR и MTAR в скобках представлены значения *t*-статистики. Значимость коэффициентов (* – 10%, ** – 5% и *** – 1%) для тестов TAR и MTAR проставлена по таблицам критических значений *t*-MAX для 4 лагов (Enders, Siklos, 2001) для максимальной *t*-статистики. статистика тестирует гипотезу $\rho_1 = \rho_2 = 0$. Критические значения для статистики определяются по таблицам распределения для 4 лагов (Enders, Siklos, 2001). *F* статистика тестирует гипотезу $\rho_1 = \rho_2$. В таблице представлены соответствующие тестовые статистики. Пороговое значение для тестов TAR и MTAR – 0.

Таблица 2

Тесты на коинтеграцию для переменных численность занятых и ВВП

	E–G	P–O	H	TAR	MTAR
	-0,19 (-3,25)*	-0,19 (-3,22)*	0,39***	-0,28 (-1,88)*	-0,41 (-2,55)
	NA	NA	NA	-0,22 (-2,31)	-0,17 (-1,72)
	NA	NA	NA	4,40	5,18
	NA	NA	NA	0,10	1,48

Примечание. См. примечания к таблице 1.

Таблица 3

Коэффициенты коинтеграционных соотношений

Переменная	Безработица		Занятость	
	1995–2014	1999–2008	1995–2014	1999–2008
ВВП	-0,98 ^a	-1,03	0,17 ^b	0,18
	(0,15)	(0,18)	(0,010)	(0,007)

Константа	11,0	10,8	2,71	2,57

Примечания. Все коэффициенты значимы на уровне 1%. Все переменные взяты в логарифмах и очищены от сезонности. В скобках приведены стандартные ошибки. ^a Спецификация с константой только в коинтеграционном соотношении, 4 лага. ^b Спецификация с константой только в коинтеграционном соотношении, 1 и 4 лаги.

Таблица 4

Скорость подстройки асимметричных моделей TAR и MTAR и модели VECM для логарифмов ВВП и уровня безработицы

Коэффициент	Модель TAR		Модель MTAR	
	ВВП	Уровень безработицы	ВВП	Уровень безработицы
	0,160 (0,092)	-0,497** (0,227)	-0,005 (0,021)	-0,139** (0,050)
	-0,026 (0,015)	-0,036** (0,155)	-0,050** (0,023)	-0,042 (0,056)
'	4,41**	3,43*	2,12	1,62
	Модель VECM			
	-0,026 (0,015)	-0,094*** (0,037)		

Примечания. Переменные взяты в логарифмах и очищены от сезонности. В скобках приведены стандартные ошибки.

The relationship of GDP, Unemployment rate and Employment: In-depth Analysis of Okun's Law for Russia

Elena Vakulenko¹, Evsey Gurvich^{2}*

Authors affiliation: ¹ National Research University "Higher School of Economics" (Moscow, Russia); ² Economic Expert Group (Moscow, Russia). * Corresponding author, email: egurvich@eeg.ru.

We estimate the short-term and long-term relationship GDP-unemployment (employment). These are the first reliable and robust confirmations of Okun's law validity for Russia. It has been shown that reaction of unemployment to output decline is much stronger than the response to output growth of the

same size. Cross-country comparisons evidence that Okun's coefficient for Russia is slightly inferior to that for most developed countries, but is similar to coefficients found for other emerging markets.

JEL: E24, C32 Keywords: GDP, unemployment rate, employment, Okun's law, Russia