

ВЗАИМОСВЯЗЬ ДИНАМИКИ ВВП И БЕЗРАБОТИЦЫ: ТЕОРЕТИЧЕСКИЙ И ПРАКТИЧЕСКИЙ АСПЕКТ

Среди традиционных макроэкономических моделей существенную роль играет взаимосвязь выпуска и безработицы, а точнее, изменчивости ВВП (его темпа роста) и изменений уровня безработицы. Эта зависимость наряду с той, которая описывается кривой Филлипса, лежит в основе одной из ключевых макроэкономических концепций: кривой совокупного предложения. Важность эмпирической оценки такого рода зависимости обуславливается, в первую очередь, тем, что она позволяет оценить темп роста выпуска, необходимый для снижения уровня безработицы, и, кроме того, с ее помощью можно определить эффективность антиинфляционной политики, поскольку последняя зависит от степени чувствительности безработицы к различным изменениям темпа роста выпуска.

Одно из первых детальных исследований проблемы зависимости между отклонениями выпуска и безработицы от их потенциальных значений (потенциального ВВП и естественного уровня безработицы) было представлено в работе А. Оукена 1962 г. «Potential GNP: its measurement and significance» [1]. Выявленная в работе А. Оукена закономерность прошла неоднократные проверки на статистических данных различных стран. В целом, для стран с развитой экономикой на основании проведенных исследований различными авторами были сделаны выводы о существовании зависимости между отклонениями выпуска и безработицы, предложенной А. Оукеном, хотя и не всегда в том виде, в каком она представлена в его работе [1]. Однако аналогичные исследования для стран с переходной экономикой практически не проводились (в отличие от работ, посвященных кривой Филлипса [2-4]), что ограничивает возможности оценки эффективности макроэкономической политики в этих странах с точки зрения закона Оукена. Некорректным по тем же причинам было бы использование закона и для России без предварительной проверки его выполнения в нашей экономике. В то же время анализ динамики и структуры безработицы и ВДС в экономике России [5] показывает, что при всех существующих особенностях можно говорить о наличии определенной

взаимосвязи между этими показателями. Это свидетельствует об актуальности дальнейших исследований, направленных не только на анализ взаимозависимости динамики безработицы и выпуска, но и на оценку таких сопряженных с рассматриваемой проблемой величин, как потенциальный выпуск и естественный уровень безработицы. Структурная составляющая естественной безработицы и ее эволюция в российской экономике проанализирована в работах [6, 7]. Среди примеров других исследований в этой области можно отметить [8-10].

Постановка проблемы. В своей работе 1962 г. А. Оукен выделил две причины, объясняющие важность количественной оценки отклонения текущего уровня выпуска от его потенциального значения:

- этот разрыв (*gap*) определяет эффективность и правильность проводимой государством фискальной и монетарной политики, нацеленной на достижение полной занятости;
- разрыв позволяет оценить социальные издержки незанятости ресурсов.

Традиционная запись закона Оукена сегодня такова:

$$\frac{Y-Y^*}{Y^*} \times 100\% = -\beta(u-u^*), \quad (1)$$

где Y – фактический уровень выпуска; Y^* – потенциальный уровень выпуска; u – фактический уровень безработицы; u^* – естественный уровень безработицы; $(u-u^*)$ – уровень циклической безработицы; β – коэффициент Оукена.

Сам А. Оукен в своей работе понятие естественного уровня безработицы не использовал. Оно было введено позже (в 1968 г.) Э. Фелпсом и М. Фридменом [11]. В работе [1] 4%-й уровень безработицы лишь обозначен в качестве целевого показателя при существующих рыночных условиях. При этом автор подчеркивает, что сама методика исследования от выбранного целевого уровня безработицы не зависит. Этим его работа кардинально отличается от современных исследований, поскольку в них большое внимание уделяется вопросу определения естественного уровня безработицы. При проверке закона Оукена этот уровень редко задается экзогенно, кроме тех случаев, когда авторы переходят к разностному варианту уравнения, не требующему рассмотрения потенциальных величин.

А. Оукен предложил несколько вариантов отражения взаимосвязи выпуска и безработицы. *Первый метод* заключается в оценке уравнения регрессии, представленного в форме первых разностей. *Второй метод*, предложенный А. Оукеном, основан на отборе и тестировании экспоненциальных трендов потенциального выпуска при заданных вариантах его темпов роста и начального уровня. В качестве критериев выбора тренда А. Оукен использовал такие характеристики, как качество подгонки, отсутствие тренда в остатках и равенство

фактического выпуска потенциальному при 4% уровне безработицы. *Третий метод* позволяет напрямую соотнести уровни безработицы и выпуска без перехода к приростам этих величин. При интерпретации полученных результатов используется предпосылка об экспоненциальном росте потенциального ВВП и постоянной эластичности зависимости между отношением фактического выпуска к потенциальному и фактической занятости к полной.

На основании результатов, полученных при помощи всех трех методов оценки по квартальным данным ВВП и уровню безработицы в США за период со 2-го квартала 1947 г. по 4-ый квартал 1960 г., А. Оукен пришел к выводу, что «в среднем каждый дополнительный процентный пункт в уровне безработицы сверх 4% связан с более чем 3% падением реального ВВП» [1].

При заданных объемах рабочей силы, производительности одного работника и среднего количества отработанных им часов прирост выпуска должен быть пропорционален увеличению уровня занятости. Выводы, сделанные А. Оукеном, свидетельствовали о более чем пропорциональном росте выпуска при снижении безработицы на 1 проц. п. Таким образом, вероятно, существует некоторый механизм, который обеспечивает воздействие изменения уровня безработицы на обозначенные выше характеристики. Более того, его существование делает некорректным один из наиболее простых способов оценки потенциального ВВП, когда вычисляется уровень занятости, обеспечивающий при данной рабочей силе целевой (естественный) уровень безработицы, а потенциальный ВВП рассчитывается перемножением полученного количества занятых на их текущую производительность.

Уровень полной занятости (full employment) не равен сумме текущего уровня занятости и превышения уровня безработицы над естественным, поскольку не остается фиксированным *объем рабочей силы*, который изменяется под влиянием экономически неактивного населения. Эти люди официальной статистикой не относятся к рабочей силе, так как они не имеют работу и активно ее не ищут. Тем не менее, при появлении рабочих мест, они соглашаются работать, поскольку до этого основным мотивом их пассивного поведения на рынке труда было то, что они не видели перспектив поиска места, т.е. просто «отчаялись». Можно рассмотреть поведение рабочей силы и в обстоятельствах, когда после потери работы кормильцем семьи, другие ее члены выходят на работу, что увеличивает рабочую силу. Таким образом, связь между коэффициентом участия в рабочей силе и текущим уровнем безработицы требует учета ряда дополнительных параметров.

Что касается *среднего количества отработанных часов*, приходящегося на одного работника, оно также не остается

фиксированным с изменением объема выпуска. Так, в развитых экономиках наблюдается долговременная тенденция к снижению этого показателя. При этом при быстром увеличении выпуска происходит его рост или, по крайней мере, сохранение на прежнем уровне. В периоды замедления роста выпуска или его падения среднее количество отработанных человеко-часов падает более резко¹. В связи с этим при приближении экономики к уровню полной занятости среднее количество часов работы изменяется нелинейно. Возможно, что при достижении естественного уровня безработицы, количество отработанных часов изменится настолько, что оно уже не будет соответствовать исходному уровню полной занятости и сделает расчеты, на нем основанные, некорректными.

При изменении уровня безработицы меняется и *производительность*. При низком уровне занятости она ниже, чем при высоком, хотя было бы вполне логично предположить обратное: в условиях рецессии фирмы должны были бы стремиться сократить издержки и обеспечить оставшихся после увольнения работников более эффективным капиталом, тем самым стимулируя увеличение выпуска на одного работника. А. Оукен предложил следующее решение этого парадокса: положительная зависимость между выпуском и производительностью обусловлена тем, что труд (измеренный в среднегодовой численности занятых) зачастую является фиксированным фактором производства и работодателю легче повлиять на количество часов, отработанных работниками, чем на число занятых на фирме. Причинами этого могут быть контрактные соглашения, транзакционные издержки найма новых работников, технологические причины (особенности существующего на предприятии разделения труда), специфические знания и навыки работников, которые будут утеряны вместе с ними после увольнения, а также морально-этические соображения, не позволяющие работодателю увольнять людей, ставших в период работы, например, его друзьями. Эти причины обуславливают существование скрытой безработицы, особенно актуальной для российской экономики 90-х годов прошлого века. Отметим, что дополнительными факторами, определяющими подобный характер зависимости между производительностью и выпуском, могут служить, кроме всего прочего, различия в производительности разных отраслей и изменение в соотношении между ними по мере роста экономики.

А. Оукен в своих расчетах названные показатели напрямую не использовал: он строил зависимости непосредственно между выпуском и уровнем занятости (безработицы). Для того чтобы эта связь уровня безработицы и потенциального выпуска была правомерна, необходимо

¹ Более резкое сокращение числа отработанных человеко-часов фиксируется и в российской экономике [12].

ввести дополнительную предпосылку о характере взаимосвязи объема рабочей силы, среднего количества отработанных часов, производительности и уровня безработицы. Таким образом, построение зависимости между выпуском и безработицей в том виде, в каком это делает А. Оукен, возможно лишь тогда, когда количественная оценка влияния рецессии на каждый из рассмотренных выше показателей привязана к уровню безработицы и последний выступает в качестве обобщенной характеристики, отражающей все виды воздействия незанятых ресурсов на выпуск.

Кроме представленных выше соображений есть и другие попытки объяснения закона Оукена, опирающиеся на несколько иные теоретические концепции [13-15].

Эмпирическая проверка существования выявленной А. Оукеном 40 лет назад закономерности проводилась неоднократно. Она осуществлялась на основе статистики разных стран и с использованием различных методов, выбор которых обуславливался как спецификой данных, которыми располагали авторы соответствующих работ, так и задачами, ими поставленными. Среди всех работ, посвященных этой теме, можно выделить два основных направления: построение моделей в первых разностях и методы, базирующиеся на оценке разрывов выпуска и безработицы. Остальные попытки модификации закона Оукена, на наш взгляд, тем или иным образом связаны с одним из этих направлений. Некоторые из них представлены в табл. 1. Базовые (исходные) формы модели для закона Оукена, отраженные в первой строке табл. 1, имеют свои преимущества и недостатки. Важно кратко охарактеризовать свойства этих моделей и необходимые условия для их применения, поскольку методы исследования и модели, хорошо зарекомендовавшие в одной стране, могут быть неадекватны в другой.

Преимущество модели в первых разностях (1.1) в простоте ее построения. Она позволяет привести временные ряды к стационарному виду с единичным корнем, что делает возможным применение МНК. С другой стороны, если $u_t \sim I(1)$, $y_t \sim I(1)$, и, кроме того, эти два процесса коинтегрированы, то модель типа (1.1) может оказаться неправильно специфицированной, что приведет к искажению полученных результатов.

Модель (2.1), построенная в отклонениях от потенциального значения, также имеет ряд ограничений. Для ее построения необходимо иметь оценки этих потенциальных величин. Очевидно, что в зависимости от выбранного метода оценивания естественной безработицы и потенциального выпуска, будут получены различные значения коэффициента Оукена. Например, в работе Lee [16] при оценке модели (2.1) для 16 стран ОЭСР использованы равновесные значения переменных, полученные тремя методами: с помощью фильтра Калмана, фильтра Ходрика-Прескотта и фильтра Бевеиджа-Нельсона. Оценки коэффициента Оукена, основанные на последних двух методах, близки и в

среднем по всем странам, и для отдельных стран. Значения же, которые дал фильтр Калмана, отличаются более чем на 20%. Помимо упомянутых статистических фильтров оценка может производиться и другими методами, например, через производственную функцию или извлечение тренда. Вопрос выбора какого-либо из них является самостоятельной исследовательской задачей².

Таблица 1

² Например, извлечение циклической компоненты для ряда типа DS с помощью тренда приводит к искаженным результатам.

Недостатки представленных моделей и также некоторые теоретические соображения привели к появлению модифицированных форм закона Оукена, более сложных по своим характеристикам, когда на значения исследуемого коэффициента оказывает влияние специфика экономического развития исследуемой страны. Охарактеризуем те особенности, благодаря которым в одних странах коэффициент Оукена высок, а в других низок вне зависимости от применяемых методов исследования.

Опыт исследования закона Оукена в странах с различными типами экономики показывает, что зависимости, аналогичные установленной А. Оукеном для экономики США 40-60-х годов, были выявлены и в США более позднего периода, и во многих других развитых странах (например, членах ОЭСР). Сравнительный анализ коэффициента Оукена показывает, что самое высокое его значение характерно для Японии, затем следуют европейские государства, где он в целом выше, чем в США³. Это позволило сделать вывод о том, что особенности реализации закона Оукена в конкретной экономике зависят от определенных характеристик ее рынка труда. Для постсоциалистических стран с переходной экономикой можно ожидать слабую чувствительность изменения выпуска к изменению уровня безработицы, поскольку для их рынка труда долгое время была характерна избыточная занятость – типичная черта плановой экономики. Соответственно, приспособление к новым условиям рынка во многих таких странах (в особенности, в России) происходило преимущественно не за счет изменения числа занятых, а за счет изменения реальной заработной платы, количества отработанных часов, продолжительности рабочей недели и т.п. С другой стороны сама категория стран с переходной экономикой достаточно разнородна. В некоторых из них безработица резко выросла почти сразу после начала реформ (например, в Болгарии, Польше и Словении она превысила 15-20% [17, с. 86]) и совпала со значительным падением выпуска, в других (Россия) она увеличивалась плавно и не соответствовала величине сокращения ВВП. Очевидно, что это по-разному влияет на устойчивость и значение коэффициента Оукена, выполнение его закона. Таким образом, в странах с различным типом экономики по-разному проявляются те характеристики рынка труда (в том числе институциональные), которые, согласно А. Оукену, обуславливают более чем пропорциональное изменение выпуска при изменении уровня безработицы.

³ Для зависимости типа $(\Delta Y/Y) = \beta_0 + \beta_1 \Delta u + \varepsilon$.

различные модификации этого закона были реализованы на статистике этих стран. Рассмотрим их подробнее.

Все модификации закона Оукена, основывающиеся на двух базовых формах, о которых шла речь выше, можно условно разделить на две группы. К первой относятся модели, включающие качественно новые для базовой формы закона переменные (зависимости (1.2), (1.3); (2.2), (2.3) в табл. 1). Вторая группа представлена моделями, отражающими, в основном, динамизацию закона (зависимости (1.4), (1.7); (2.4), (2.7) в табл. 1) и особенности движения экономики к равновесию. Обе группы допускают построение моделей в разностной и разрывной форме.

В работе О. J. Blanchard и D. Quash [18] представлена модель из первой группы. В ней предложена идея разделения в рамках закона Оукена шоков предложения и шоков спроса. Так, временный шок совокупного предложения, имеющий в своей основе изменение производительности, может привести к изменению выпуска без изменения уровня безработицы или даже сделать их движение однонаправленным. Соответственно, было предложено разделить формы закона Оукена (и, что самое главное, значения коэффициента Оукена) в зависимости от того, из-за какого шока произошло отклонение параметров от их равновесных значений. Было действительно обнаружено, что для экономики США коэффициент Оукена, полученный с учетом только шоков совокупного спроса, выше традиционного коэффициента, оцененного на основе совместного влияния шоков спроса и предложения. Зависимости между уровнем безработицы и выпуском при шоках предложения найдено не было.

В работе Prachowny [19] предложена модификация закона Оукена, учитывающая изменения производительности и их влияние на связь «темпа роста выпуска – уровень безработицы». Автор акцентировал свое внимание на том, что закон Оукена выполняется только тогда, когда численность рабочей силы, среднее количество часов, отработанное одним работником, и производительность движутся в одном направлении с изменением выпуска. В противном случае при равновесии на рынке труда может не достигаться потенциальный уровень выпуска, а потенциальный уровень выпуска не всегда автоматически означает естественный уровень безработицы. В связи с этим в [19] предложено использовать вместо термина закон Оукена понятие «теория А. Оукена», которое подразумевает необходимость проверки гипотез, лежащих в ее основе

Если сравнить традиционный способ определения зависимости между разрывами выпуска и безработицы (уравнение (3)) с тем, который вытекает из анализа производственной функции (2), то они окажутся эквивалентными лишь при выполнении ряда ограничений, наложенных на значения параметров:

$$(u - u^*) = \frac{\alpha}{\beta\gamma}(c - c^*) + (l - l^*) + \frac{\delta}{\gamma}(h - h^*) - \frac{1}{\beta\gamma}(y - y^*), \quad (2)$$

$$(u - u^*) = -\vartheta(y - y^*) + \psi Z, \quad (3)$$

$$\vartheta = \frac{1}{\beta\gamma}, \quad (4)$$

$$\psi Z \equiv \frac{\alpha}{\beta\gamma}(c - c^*) + (l - l^*) + \frac{\delta}{\gamma}(h - h^*), \quad (5)$$

где Z – вектор дополнительных переменных, определяющих $(u - u^*)$; y – выпуск; k – объем капитала; c – коэффициент использования капитала; n – количество работников; h – количество отработанных часов; α и β – эластичность выпуска по капиталу и труду, соответственно; γ и δ – вклад в объем использованного труда количества работников и числа часов работы; u – уровень безработицы; l – логарифм рабочей силы.

Непосредственная проверка модели (2) не была проведена Prachowny, поскольку для временных рядов всех переменных в разрывной форме⁴, за исключением отработанных часов и коэффициента использования капитала, на 5% уровне значимости не была отвергнута гипотеза о единичном корне⁵, т.е. ряды оказались нестационарными. В связи с этим он перешел к оценке модели в первых разностях:

$$\Delta(y - y^*) = \beta_1 \Delta(c - c^*) + \beta_2 \Delta(l - l^*) - \beta_3 \Delta(u - u^*) + \beta_4 \Delta(h - h^*) + \varepsilon. \quad (6)$$

Для того, чтобы изначальною гипотезу А. Оукена (вид зависимости $y - y^* = -\beta'(u - u^*)$) нельзя было отвергнуть, необходимо выполнение следующего линейного ограничения: $\beta_1 = \beta_2 = \beta_4 = 0$. На основе анализа фактических данных Prachowny отверг гипотезу об однонаправленном изменении коэффициента использования капитала и количества отработанных в неделю часов (но не объема рабочей силы) с выпуском [19]. Как следствие, делается вывод, что теорию А. Оукена лучше описывает уравнение (2), а не предложенное в оригинале.

Сама оценка коэффициента Оукена, полученная Prachowny оказалась очень маленькой (примерно минус 0,6 против традиционного для США значения минус 2-3). Это заставило других исследователей усомниться в правильности использованного Prachowny метода оценивания. В частности Attfield и Silverstone [20], на основе данных из статьи Gordon, которые использовал Prachowny, получили, применив другой метод, оценку коэффициента Оукена минус 2,25, вполне соответствующую традиционным представлениям. Причиной расхождения стало то, что разрывы выпуска и безработицы оказались не только интегрированными

⁴Альтернативные временные ряды отклонений ВВП и безработицы от их равновесных значений Prachowny взял из исследований Gordon за период с 1 кв. 1947 г. по 2 кв. 1986 г., а также Adams и Coe за период с 1 кв. 1965 г. по 4 кв. 1988 г.

⁵На основании расширенного теста Дикки-Фуллера.

первого порядка, но и коинтегрированными. Последнее при построении своей разностной модели Prachowny не учитывал. Соответственно, его модель отражала только краткосрочную зависимость. Еще одним недостатком предложенной модели является то, что она имплицитно подразумевает оценку производственной функции вида Кобба-Дугласа, которая не для всех экономик настолько адекватна, как в США. Это ставит исследователя, изучающего, например, страну с переходной экономикой, перед необходимостью проверки функциональной формы производственной функции, характерной для этой страны, что само по себе является серьезной научной задачей. Кроме того, модель Prachowny не позволяет учесть динамику, а, как будет показано на моделях второй группы, этот аспект крайне важен.

Недостатки базовой разностной модели (1.1), связанные с ситуацией, когда $u_t \sim I(1)$, $y_t \sim I(1)$, и коинтегрированы, можно преодолеть путем построения модели коррекции ошибками. Та же модель позволяет получить правильные оценки коэффициентов и для второй основной формы закона Оукена (2.1), поскольку для нее также актуальна проблема коинтеграции, порождаемая самой природой отклонений выпуска и безработицы от их долгосрочного равновесного значения.

Модель коррекции ошибками (ЕСМ) для закона Оукена представлена уравнением (1.5). Она позволяет учесть долгосрочное и краткосрочное влияние изменения уровня безработицы на изменение уровня выпуска. Такая модель была оценена, в частности, в работе Harris и Silverstone [21].

Возможно также построение векторной модели коррекции ошибками (VECM), осуществленное, например, в работе [16], где показано, что почти для всех исследованных 16 стран ОЭСР коэффициент, отражающий краткосрочную связь между текущим выпуском и безработицей в прошлом году, оказался близок к коэффициенту Оукена из модели (1.1), хотя он характеризует одновременную зависимость. Если базовая модель коррекции ошибками (1.5) учитывает влияние приспособления экономической системы к равновесию, то модели типа (1.4) и (2.4) характеризуют особенности этого приспособления в зависимости от того, в какую сторону произошло отклонение. Модели этого типа отражают асимметричный характер изменения выпуска и безработицы на стадиях роста и спада [22].

Возможная асимметричность закона Оукена имеет достаточно большое значение и для теории, и для практической макроэкономической политики. Теоретическим следствием асимметрии закона Оукена является асимметрия кривой Филлипса. С практической точки зрения, если закон Оукена асимметричен, то это должно отразиться на проводимой политике государства на рынке труда в зависимости от стадии экономического цикла.

Модели вида (1.4) и (2.4) учитывают асимметрию в рамках базовых форм закона (1.1) и (2.1). Уравнения такого вида также оценены в работе [16]. Примечательно, что вне зависимости от метода расчета равновесных величин при падении безработицы ниже естественного уровня (сверхзанятости) выпуск превышает потенциальный уровень на большую величину, чем при таком же в количественном отношении превышении уровня безработицы над естественным.

Асимметрия закона Оукена может быть включена в его выражение через модель коррекции ошибками:

$$A(L)\Delta u_t = B(L)\Delta y_{t-1} + \lambda_1 I_t \hat{\varepsilon}_{t-1} + \lambda_2 (1 - I_t) \hat{\varepsilon}_{t-1} + \omega_t, \quad \omega_t \sim IID(0, \sigma^2), \quad (7)$$

$$A(L)\Delta y_t = B(L)\Delta u_{t-1} + \lambda_1 I_t \hat{\varepsilon}_{t-1} + \lambda_2 (1 - I_t) \hat{\varepsilon}_{t-1} + \omega_t^*, \quad \omega_t^* \sim IID(0, \sigma^2), \quad (8)$$

где I_t – индикаторная функция Хевисайда, основанная на пороговом значении τ :

$$I_t = \begin{cases} 1, & \text{если } \hat{\varepsilon}_{t-1} \geq \tau, \\ 0, & \text{если } \hat{\varepsilon}_{t-1} < \tau. \end{cases}$$

Harris и Silverstone в своей статье [21] оценили асимметричный закон Оукена для Новой Зеландии за период с 1978 по 1999 г., а в работе [22] – для семи стран ОЭСР. Во всех странах, для которых подтвердилась гипотеза о коинтеграции между выпуском и уровнем безработицы (Австралия, Германия, Япония, Новая Зеландия, Великобритания и США), было установлено, что последний к отклонению от равновесия приспосабливается асимметрично.

Положительные значения $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ (в уравнении с уровнем безработицы в качестве объясняемой переменной) возвращают соотношение «выпуск – уровень безработицы» к равновесию при отклонении вниз. При прочих равных, самой быстрой скоростью приспособления была в Японии, где экономике, чтобы вернуться к долгосрочному равновесию, требовалось 8,5 месяцев, медленнее всего (за 3 года 9 месяцев) возвращалась к равновесию экономика Великобритании.

Отрицательные значения $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ означают, что экономика находится на пике бизнес-цикла, т.е. произошло отклонение вверх от равновесия. Для возвращения к долгосрочному устойчивому состоянию выпуск должен сокращаться, а безработица – увеличиваться. Однако, как отмечается в [22], правильное приспособление к равновесию происходило не во всех странах. В наибольшей степени оно соответствовало изложенным выше теоретическим представлениям в США и Германии. В ряде стран отклонение от долгосрочного равновесия вверх (отрицательные $\hat{\varepsilon}_{t-1}$) вовсе не имело статистически значимого влияния на краткосрочные изменения уровня безработицы. Это позволяет, вслед за [22], сделать вывод о том, что отклонение от равновесия компенсируется не

количественными изменениями на рынке труда, а волатильностью цен, которую закон Оукена не учитывает.

Из табл. 2 видно, что приспособление уровня безработицы к неравновесию в рамках закона Оукена происходит в правильном направлении лишь на стадии спада. На стадии подъема изменение исследуемых величин более противоречиво.

Таблица 2

Приспособление к неравновесию*

Страна	Стадия подъема		Стадия спада	
	Δu_t	Δy_t	Δu_t	Δy_t
Австралия	X	...	✓	...
Япония	X	X	✓	...
Новая Зеландия	✓	...
Великобритания	X	X	✓	✓
США	...	✓	✓	✓
Германия	...	✓	✓	...

* Составлено на основе [22].

Примечание: ✓ – правильная реакция, X – неправильная реакция, ... – нет статистически значимой реакции.

Динамический вариант закона Оукена может быть рассмотрен на основе моделей (2.7) типа ADL. Несколько таких модификаций закона представлены, например, в работе Weber [23]. В ней отражены следующие аспекты динамизации закона Оукена: от мгновенного (не нуждающегося в пояснениях уравнение вида (1.1)) до долгосрочного равновесного (коинтеграционный подход). При этом подчеркиваются концептуальные различия подходов к оценке зависимости между выпуском и безработицей.

Например, долгосрочный коэффициент Оукена может быть получен через оценку авторегрессионной модели с распределенными лагами для безработицы:

$$u_t - u_t^* = \sum_{i=1}^k \delta_{1i} (u_{t-i} - u_{t-i}^*) + \sum_{i=1}^k \delta_{2i} (y_{t-i} - y_{t-i}^*) + \varepsilon_t, \quad (9)$$

$$a^{LR} = \frac{\sum_{i=1}^k \hat{\delta}_{2i}}{1 - \sum_{i=1}^k \hat{\delta}_{1i}} - \text{долгосрочная оценка влияния разрыва выпуска на}$$

отклонение безработицы от естественного значения.

Другой метод, который использовал Вебер, представляет собой интерпретацию модели, предложенной Blanchard [23].

На первом шаге производится оценка VAR для двух переменных:

$$U_t^c = \sum_{i=1}^k \delta_{1i} U_{t-i}^c + \sum_{i=1}^k \delta_{2i} y_{t-i}^c + \varepsilon_{3t}, \quad (10)$$

$$y_t^c = \sum_{i=1}^k \delta_{3i} U_{t-i}^c + \sum_{i=1}^k \delta_{4i} y_{t-i}^c + \varepsilon_{4t}, \quad (11)$$

где y_t^c и U_t^c – циклические выпуск и уровень безработицы соответственно.

Далее с использованием $e_{3t} = \hat{\varepsilon}_{3t}$ и $e_{4t} = \hat{\varepsilon}_{4t}$ коэффициент Оукена ($\hat{\alpha}$) находится из следующего уравнения регрессии:

$$e_{3t} = \alpha e_{4t} + u_t. \quad (12)$$

Последний метод оценивания, примененный Вебером, основан на том, что после извлечения трендовой компоненты y_t и u_t коинтегрированы, и соответствующая регрессия должна обеспечивать состоятельную оценку коэффициента Оукена.

Результаты, полученные Вебером, представляют интерес с точки зрения влияния типа шока, приведшего к отклонению выпуска от потенциального значения, на оценку коэффициента Оукена. Фактически им была проверена релевантность моделей (1.2) и (2.2). Строго говоря, выводы работы Blanchard на практике не подтвердились. Это, однако, может быть связано с трудностью разграничения периодов преобладания шоков спроса и предложения, а не с отсутствием самого явления.

В любом случае, коэффициент Оукена оказывается «смешанным», т.е. учитывающим влияние шоков обоих типов.

Неоднозначность выводов относительно характеристик закона Оукена, как было показано выше, характерна для большинства исследований развитых экономик. Вполне естественно, что изучение этой зависимости в странах с переходной экономикой связано с еще большей неопределенностью и противоречивостью выводов, в первую очередь, из-за особенностей статистических данных и соответствующих ограничений применяемых методов.

Примером исследования зависимости динамики выпуска и безработицы может служить работа [24], где осуществлена проверка закона Оукена для 25 стран с переходной экономикой. Страны были разделены на 2 группы: «лидеры реформ» и «отстающие». К первым были отнесены 10 стран Восточной Европы – кандидаты (на тот момент) на вступление в Евросоюз. Во вторую группу вошли 15 стран: страны СНГ, Албания, Хорватия, Македония. Закон проверялся в обеих группах для двух периодов реформ: раннего – 1991-1994 гг. и более позднего – 1995-2000 гг. При этом вторая группа стран была дополнительно разбита на две подгруппы по принципу наличия или отсутствия на их территории в 90-е годы военных конфликтов.

Оцененные с помощью МНК уравнения регрессий, представленные в форме первых разностей, позволили сделать вывод о том, что зависимость изменения выпуска от безработицы (причем, далеко не стабильная) наблюдается на ранней стадии проведения реформ только в странах-лидерах. Более того, для ряда лет выявлено однонаправленное движение выпуска и безработицы, что трудно соотнести с теорией. В период с 1995 по 2000 г. коэффициент Оукена оказался статистически значимым для стран обеих группы, однако лишь после исключения из второй группы стран, переживших военные конфликты (Албании, Армении, Азербайджана, Хорватии, Грузии и Таджикистана). Таким образом, страны, быстрее приближающиеся к рыночной экономике, характеризуются и более устойчивой чувствительностью выпуска к изменению уровня безработицы.

Полученные в обсуждаемой работе оценки коэффициента Оукена для России отражают тенденцию к стабилизации отношения между изменением выпуска и безработицы по мере развития российской экономики. Отметим, однако, что вследствие недостаточного количества существующих оценок потенциального выпуска и естественной безработицы в [24] применялась разностная, а не «разрывная» форма зависимости. Кроме того, существование скрытой безработицы, производства и занятости населения в теневом секторе ведет к искажениям в исследуемой зависимости динамики ВВП и уровня безработицы.

Оценка зависимости между изменением ВВП и уровня безработицы в РФ представляется нетривиальной задачей, поскольку российская экономика обладает рядом особенностей, ограничивающих возможности по применению к ней некоторых методов оценки закона Оукена. Прежде всего, это отсутствие достаточно надежных и обоснованных оценок потенциальных (естественных) значений выпуска и уровня безработицы. Соответственно, в качестве базовой нами для анализа была выбрана разностная модель. Анализировались квартальные данные об уровне безработицы и реального ВВП (в ценах 1994 г.) с 1994 по 2004 г., скорректированные для элиминирования влияния сезонности с использованием метода Х-12. Их динамика представлена на рис. 1.

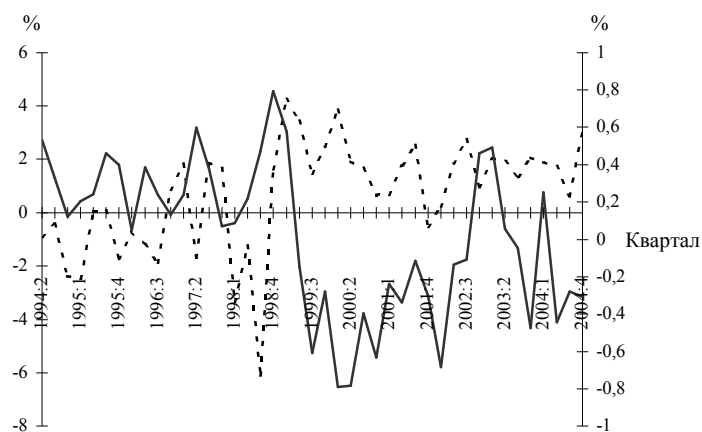


Рис. 1. Динамика реального ВВП и уровня безработицы:
 ---- относительный прирост реального ВВП (правая шкала);
 — абсолютный прирост уровня безработицы

На первом этапе работы был сделан выбор зависимой и независимой переменной для анализа стандартной разностной модели. На основании теста Грэнжера при 5% уровне значимости (см. табл. 3) сделан выбор в пользу построения зависимости изменения уровня безработицы от изменения уровня ВВП. Затем была проведена проверка стационарности данных.

Таблица 3

Результаты теста причинности по Грэнжеру для взаимосвязи
 «изменение уровня безработицы – изменение ВВП»

Основная гипотеза	Количество наблюдений (5 лагов)	F-статистика	Вероятность
Изменение безработицы не причина изменения ВВП	39	0,24	0,92
Изменение ВВП не причина изменения безработицы	39	3,26	0,02

На основании расширенного теста Дикки-Фуллера на 5% уровне значимости не была отвергнута нулевая гипотеза о наличии единичного корня в обоих рядах. Таким образом, $u_t \sim I(1)$ и $y_t \sim I(1)$. Соответственно, первые разности этих рядов имеют нулевой порядок интеграции, и зависимости между ними могут оцениваться с использованием МНК. В то же время, поскольку коинтеграции между рассматриваемыми рядами

не выявлено, оценивание закона Оукена с использованием моделей коррекции ошибками МНК для российской экономики невозможно. В связи с этим в данной работе закона Оукена будет ограничен моделями (1.1), (1.4) и (1.7) (см. табл. 1).

Рассмотрим базовую разностную модель. Уравнение, оцененное МНК, имеет вид (здесь и далее в скобках приведены значения t -статистик):

$$\Delta \hat{u}_t = 0,06 - 0,07(\Delta y_t / y_{t-1}) \quad (13)$$

(1,03) (-2,51),
 $R^2 = 0,132, DW = 0,939,$

где Δu_t – абсолютный прирост уровня безработицы; $\Delta y_t / y_{t-1}$ – относительный прирост реального ВВП.

Из уравнения следует, что увеличение темпа прироста выпуска на 1 проц. п. приводит к падению абсолютного прироста уровня безработицы на 0,07 проц. п. Такое значение коэффициента Оукена для России вполне предсказуемо. Оно связано, в первую очередь, с жесткостью рынка труда в 90-е годы, когда резкому падению выпуска соответствовало незначительное по своей величине изменение занятости. Вероятно, в российских условиях изменение безработицы пока не может выступать в качестве адекватной собирательной характеристики воздействия незанятых ресурсов на выпуск. Поэтому при интерпретации оценок коэффициента Оукена необходимо учитывать (хотя бы на качественном уровне) изменения производительности, количества отработанных часов и других переменных, стоящих за непропорциональным ростом или падением ВВП вслед за изменением уровня безработицы.

Кроме того, при интерпретации полученных с использованием простой разностной модели результатов необходимо учитывать ее недостатки и, прежде всего, автокорреляцию остатков. Так, значение статистики Дарбина-Уотсона в уравнении (13) действительно свидетельствует о наличии положительной автокорреляции первого порядка. Однако после ее исправления коэффициенты соответствующей регрессии оказались незначимы, что позволяет сделать вывод о том, что получить статистически значимую эффективную оценку коэффициента Оукена для российской экономики периода 1994-2004 гг. на основе простой разностной модели не удалось.

Для сопоставления полученных результатов из базовой разностной модели с оценками коэффициента Оукена Lee, согласно [16], была оценена модель (1.1), где y – натуральный логарифм реального ВВП. Возможность такой оценки, несмотря на результаты теста Гренжера, связана, в первую очередь, с тем, что зависимость изменения выпуска от прироста безработицы имеет хорошее теоретическое обоснование:

производственную функцию. Результаты оценивания базовой разностной модели следующие:

$$\Delta \hat{y}_t = 0,67 - 1,85 \Delta u_t$$
$$(2,24) \quad (-2,51),$$
$$R^2 = 0,133, DW = 1,448.$$

Полученное уравнение характеризуется значимыми коэффициентами, но низкой, судя по значению коэффициента детерминации, объясняющей способностью. Гипотеза о наличии автокорреляции 1 и 2 порядка была отвергнута на основе теста Бройша-Годфри. Таким образом, изменения безработицы могут объяснить только небольшую часть изменений в ВВП. В то же время, тест Чоу показал, что регрессия обладает хорошей предсказательной силой. Полученная оценка коэффициента Оукена (минус 1,85) говорит о том, что абсолютное падение уровня безработицы на 1% ведет к увеличению реального ВВП на 1,85%. Эта оценка сопоставима с результатами Lee, полученными аналогичным образом (правда, на годовых данных) для США (минус 1,84), Швеции (минус 1,87) и Финляндии (минус 1,73).

Стабильность коэффициента Оукена была проверена следующим образом: коэффициент пересчитывался по квартальным данным раз в 5 лет (20 кварталов).

Из 25 оценок, полученных таким образом, статистически значимыми при 10% уровне значимости оказались только 3 (рис. 2). Значимая при 5% уровне значимости оценка коэффициента Оукена характерна лишь для первых 20 кварталов (со 2 кв. 1994 г. по 2 кв. 1999 г.). Примечательно, что наименее значимыми (с *p*-значением, близким к 90%) были оценки на основе последних кварталов выборки, т.е. охватывающие период 1999-2004 гг. Такой результат может быть следствием изменения чувствительности прироста реального ВВП к приросту уровня безработицы после кризиса 1998 г. Точкой перелома по результатам теста Чоу (табл. 4) выбран 4 квартал 1998 г., поскольку в нем, по всей видимости, влияние кризиса (в том числе и на состояние рынка труда) было наибольшим.

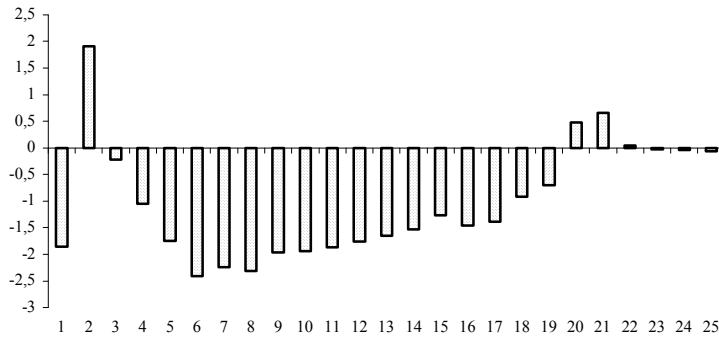


Рис. 2. Оценки коэффициента Оукена (модель (1.1))

Таблица 4

Результаты теста Чоу на стабильность коэффициентов регрессии

Возможная точка перелома	F-статистика	p-значение
3 кв. 1998 г.	4,3	0,02
4 кв. 1998 г.	13,07	0,00005
1 кв. 1999 г.	10,42	0,0002
2 кв. 1999 г.	6,2	0,005
3 кв. 1999 г.	3,3	0,047
4 кв. 1999 г.	3,09	0,057

Чтобы получить количественное изменение коэффициента Оукена в оукеновской зависимости в целом вследствие кризиса, было оценено следующее уравнение регрессии:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta u_t + \beta_2 D_1 \Delta u_t + \beta_3 D_1 + \varepsilon_t, \quad (14)$$

где $D_1 = \begin{cases} 0 & \text{до 4 кв. 1998 г.} \\ 1 & \text{после 4 кв. 1998 г.} \end{cases}$

По показателю качества подгонки данная модель оказалась лучше модели (1.1) ($R^2_{adj} = 0,44$ против $R^2_{adj} = 0,11$), но коэффициенты, отражающие влияние изменения уровня безработицы на прирост выпуска оказались незначимыми. Характеристики уравнения после удаления незначимых коэффициентов таковы:

$$\Delta \hat{y}_t = -1,05 + 0,16 \Delta u_t + 2,91 D_1$$

(-2,51) (0,22) (4,98),

$$R^2 = 0,43, DW = 1,8.$$

Таким образом, полученные характеристики оценок свидетельствует о том, что после кризиса произошел скачок в уровне темпов роста реального ВВП, но при этом изменение уровня безработицы влияния на этот показатель не оказало.

Незначимость коэффициентов простой разностной модели может (кроме упомянутых выше причин) объясняться существенными различиями в реакции изменений безработицы на рост или падение выпуска.

Асимметричная разностная модель позволяет учесть эти различия. Чтобы проверить эту гипотезу, необходимо оценить асимметричную разностную модель вида:

$$\Delta u_t = \beta_0 + \beta_1^+ I_t^+ (\Delta y_t / y_{t-1}) + \beta_1^- I_t^- (\Delta y_t / y_{t-1}) + \varepsilon_t, \quad (15)$$

$$\text{где } I_t^+ = \begin{cases} 1, & \text{если } \Delta y_t / y_{t-1} \geq 0 \\ 0, & \text{если } \Delta y_t / y_{t-1} < 0 \end{cases}, \quad I_t^- = \begin{cases} 1, & \text{если } \Delta y_t / y_{t-1} \leq 0 \\ 0, & \text{если } \Delta y_t / y_{t-1} > 0 \end{cases}.$$

Статистически значимой зависимости получить не удалось. Это говорит, вероятно, о том, что асимметричный вид закона Оукена, по крайней мере, в форме (1.2) для российской экономики не характерен.

Аналогично случаю стандартной разностной модели для асимметричной формы закона Оукена была оценена обратная зависимость, основанная на производственной функции:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1^+ I_t^+ \Delta u_t + \beta_1^- I_t^- \Delta u_t + \varepsilon_t, \quad (16)$$

$$\text{где } I_t^+ = \begin{cases} 1, & \text{если } \Delta u_t \geq 0 \\ 0, & \text{если } \Delta u_t < 0 \end{cases} \text{ и } I_t^- = \begin{cases} 1, & \text{если } \Delta u_t \leq 0 \\ 0, & \text{если } \Delta u_t > 0 \end{cases}.$$

После исключения незначимых переменных уравнение (16) оценивалось в форме

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1^- I_t^- \Delta u_t + \varepsilon_t. \quad (17)$$

Статистические характеристики уравнения (17) следующие:

$$\begin{aligned} \Delta \hat{y}_t &= 0,14 - 3,05 I_t^- (\Delta u_t) \\ &(0,37) \quad (-2,44), \\ R^2 &= 0,11, DW = 1,52. \end{aligned}$$

Таким образом, получена статистически значимая оценка коэффициента Оукена, отражающая чувствительность изменения темпа роста реального ВВП к сокращению уровня безработицы. В соответствии с этим результатом, при сокращении уровня безработицы на 1% реальный ВВП в России в период с 1994 по 2004 г. увеличивался приблизительно на 3%. При этом увеличение прироста уровня безработицы значимого влияния в рамках данной модели на изменение темпов динамики ВВП не

оказывало. Вероятно, это связано с тем, что для большого числа лет, вошедших в анализ, изменения в уровне безработицы и ВВП были несогласованными.

Базовая разностная и асимметричная модели отражают мгновенную реакцию изменения выпуска на изменение уровня безработицы. Как было показано выше, эта реакция для российской экономики 1994-2004 гг. слабая и зависимость между анализируемыми величинами неустойчивая.

Динамические модели позволяют определить, существует ли запаздывание в изменении в уровне безработицы по отношению к изменению ВВП. Для этого были построены модели с распределенными лагами вида

$$\Delta u_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i (\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (18)$$

Модель (18) показывает, что текущее изменение прироста уровня безработицы зависит от изменений реального ВВП, происходивших в течение некоторого числа кварталов до этого. В то же время мгновенного отклика уровня безработицы на прирост выпуска выявлено не было, т.е. взаимосвязь между этими переменными проявляется с некоторым запаздыванием.

Окончательные значения коэффициентов модели закона Оукена после удаления незначимой переменной представлены ниже. Как видно из приведенных данных, уравнение характеризуется достаточно высоким значением коэффициента детерминации, все коэффициенты значимы на 5% уровне значимости. Динамика оцененных и фактических значений уровня безработицы представлена на рис. 3.

$$\begin{aligned} \Delta \hat{u}_t = & 0,11 - 0,06 \Delta y_{t-1} - 0,07 \Delta y_{t-2} - 0,06 \Delta y_{t-3} \\ & (2,19) \quad (-2,39) \quad (-2,59) \quad (-2,71) \\ & R^2 = 0,50, DW = 1,39. \end{aligned}$$

Тест Бройша-Годфри на 5% уровне значимости не дает оснований отвергнуть нулевую гипотезу об отсутствии автокорреляции остатков первого и второго порядка.

Таким образом, прирост выпуска на 1% приводит к снижению уровня безработицы приблизительно на 0,06 проц. п. в течение трех кварталов после того, как произошло изначальное изменение.

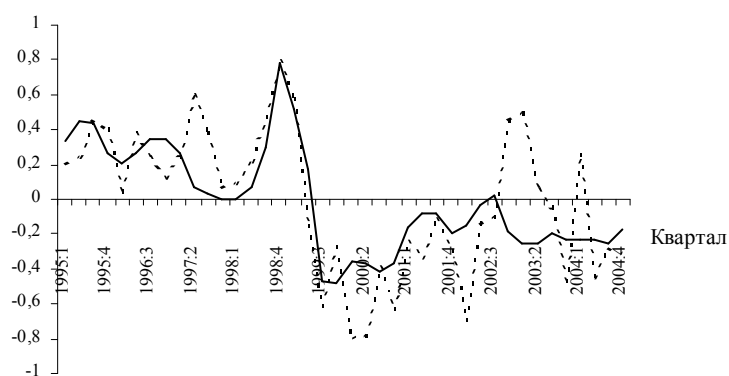


Рис. 3. Фактический и оцененный прирост уровня безработицы

Среднесрочный коэффициент Оукена в российской экономике можно определить как: $\hat{\beta}_{MR} = \sum_{i=1}^3 \hat{\beta}_i$, где $\hat{\beta}_i$ – оценки коэффициентов

регрессии $\Delta u_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-3} + \varepsilon_t$. $\hat{\beta}_{MR} = -0,191376$, т.е. падение уровня выпуска на 1% приведет в совокупности через три квартала к приросту уровня безработицы на 0,19%. При этом через квартал уровень безработицы снижается на 0,058%, через два – еще на 0,067%, а через три – на 0,066%. Соответственно, на каждый из трех кварталов после изменения реального ВВП приходится около 30% следующего за ним изменения уровня безработицы. Средний лаг, рассчитываемый как $\sum_{k=1}^3 k \hat{\beta}_k / \sum_{k=1}^3 \hat{\beta}_k$, равен 2 квартала. Таким образом,

половина совокупного изменения прироста уровня безработицы, вызванного падением (ростом) темпа прироста реального ВВП, реализуется в течение первых двух кварталов с момента события.

Оцененная модель с распределенными лагами не имеет ошибок спецификации, о чем свидетельствует значение теста Рамсея. Динамика оценок коэффициентов модели представлена на рис. 4-6. Оценки получены путем последовательного добавления одного наблюдения и пересчета коэффициентов регрессии.

Из этих рисунков хорошо видно, что по мере увеличения объема выборки коэффициенты Оукена уменьшались. При этом в период до 2000 г. они были нестабильны и существенно меняли свое значение по ходу включения в выборку последующих данных. После 2000 г. коэффициенты были более устойчивы и слабо изменялись с добавлением данных. Самые существенные колебания в период до 2000

г. наблюдались в оценке коэффициента β_3 . В то же время оценки этого коэффициента имели на протяжении всего периода соответствующие теории отрицательные значения. Оценки коэффициентов β_1 были вплоть до 3 кв. 1998 г. положительны. Для них же характерен самый большой разброс. Оценки β_2 были положительны лишь по трем выборкам. Все это предопределило особенности динамики среднесрочного коэффициента Оукена, отражающего суммарное влияние изменения реального ВВП на уровень безработицы в течение трех кварталов. Он испытывал довольно резкие колебания до 2000 г., после чего постепенно снижался, но в 3 кв. 2002 г. вновь начал расти (рис. 7.)

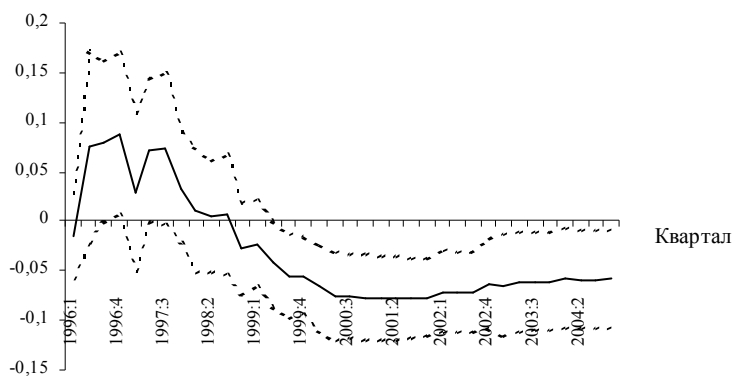


Рис. 4. Динамика оценки коэффициента β_1

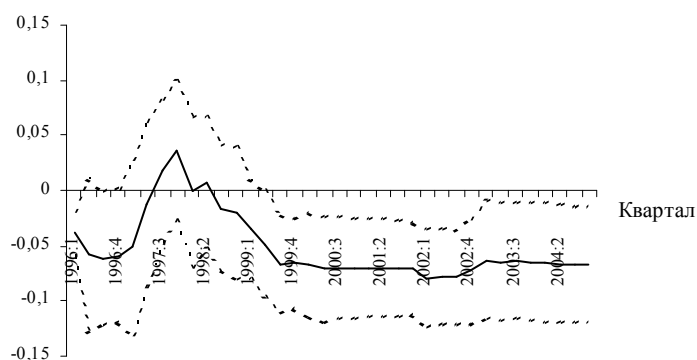


Рис. 5. Динамика оценки коэффициента β_2

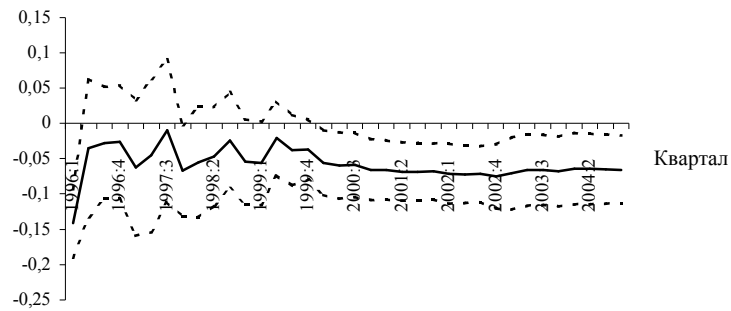


Рис. 6. Динамика оценки коэффициента β_3

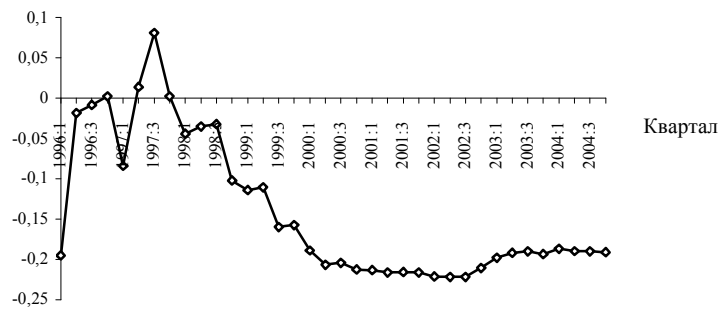


Рис. 7. Среднесрочный коэффициент Оукена

Таким образом, основные изменения в оуеновской зависимости с распределенными лагами наблюдались до 2000 г. Чтобы отразить количественно эти изменения и оценить их значимость для оценки коэффициента Оукена, модель (18) была дополнена специальной качественной переменной:

$$D_1 = \begin{cases} 0 & \text{до 4 кв. 1999 г.} \\ 1 & \text{после 4 кв. 1999 г.} \end{cases}$$

Результаты оценивания этой модифицированной модели представлены ниже:

$$\Delta \hat{u}_t = 0,19 - 0,05 \Delta y_{t-1} - 0,07 \Delta y_{t-2} - 0,06 D_1 \Delta y_{t-3}$$

$$(3,24) \quad (-1,94) \quad (-2,73) \quad (-3,00)$$

$$R^2 = 0,52, DW = 1,47.$$

Влияние изменения выпуска на прирост безработицы с лагом в три квартала оказалось значимым только начиная с 2000 г., о чем

свидетельствует неустойчивость соответствующего коэффициента на выборках, охватывающих период с 1996 по 1998 г., что хорошо заметно на рис. 4.

В результате, если среднесрочный коэффициент Оукена до 2000 г. составлял минус 0,12, то после он был больше по модулю – минус 0,25. Соответственно, после 2000 г. прирост реального ВВП на 1% приводил к сокращению уровня безработицы на четверть процента в течение трех кварталов.

Таким образом, с учетом последних 4 лет уровень безработицы стал более чувствителен к изменениям реального ВВП, происходящим за несколько предшествующих кварталов. Увеличилось и время, необходимое для отклика безработицы на прирост выпуска.

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.

Исходя из полученных результатов, можно сделать следующие **основные выводы**.

Во-первых, и уровень реального ВВП, и уровень безработицы оказались довольно инертными показателями, сильно зависящими от своего собственного значения в предыдущий период. Естественным следствием этого является относительно слабое взаимное влияние рассматриваемых величин.

Во-вторых, на характеристики исследуемой зависимости существенное влияние оказал кризис 1998 г., изменивший траекторию динамики уровня безработицы и реального ВВП.

В третьих, темп роста реального ВВП был гораздо более чувствительным к падениям уровня безработицы, чем к его росту. Иными словами, в тех случаях, когда российская экономика растет, закон Оукена проявляется более четко, чем когда наблюдается спад. Не в последнюю очередь, вероятно, это связано с существованием скрытой безработицы. Кроме того, в России, в отличие от других стран, при одинаковом по модулю отклонении уровня безработицы выпуск изменяется на меньшую величину при росте, чем при падении.

В-четвертых, негибкость российского рынка труда приводит к инерционности изменения уровня безработицы и отсутствию мгновенной реакции последнего на изменения выпуска. В экономике РФ уровень безработицы полностью подстраивался под изменение реального ВВП приблизительно за 3 квартала, в течение которых приспособление происходит довольно равномерно.

Итак, проведенный анализ выявил ряд особенностей проявления закона Оукена в экономике России, что предопределяет актуальность дальнейшего исследования рассмотренной зависимости, в том числе в

отношении уточнения причин ее неустойчивости и оценки ее конкретного (количественного) вида. Развитие настоящего исследования может, во-первых, идти по пути реализации разрывной формы зависимости, что станет возможным при получении более достоверных оценок потенциальных величин выпуска и уровня естественной безработицы РФ. С другой стороны, можно выбрать несколько другой разрез анализа: межстрановой или, например, межрегиональный. Вполне вероятно, что в ряде регионов РФ исследуемая зависимость проявится более четко, чем на уровне страны в целом. Наконец, необходимо ставить и решать научную задачу интеграции отдельных результатов, полученных, в частности, при исследовании кривой Филипса и закона Оукена, и обеспечения взаимоувязанного, комплексного подхода к изучаемой проблеме. Это позволит обогатить представления о текущем и перспективном состоянии сферы занятости и рынка труда, более достоверно охарактеризовать роль фактора труда в системе макроэкономических взаимосвязей.

Литература и информационные источники

1. Okun A.M. *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 Univ.*
2. Коровкин А.Г., Подорванова Ю.А., Долгова И.Н. *Взаимосвязь номинальной заработной платы и безработицы: региональные особенности // Проблемы прогнозирования, № 6, 2003.*
3. Утинова С.С. *Изоморфный рынок труда в России. М.: Наука, 2003.*
4. Моисеев С.Д. *Инфляция: современный взгляд на вечную проблему. М.: ООО «Маркет ДС Корпорейшн», 2004.*
5. Ахундова О.В., Коровкин А.Г., Королев И.Б., Подорванова Ю. А. *Безработица на российском рынке труда: отраслевой аспект. Научные труды: Институт народнохозяйственного прогнозирования РАН. М.: МАКС Пресс, 2004.*
6. Коровкин А.Г. *Динамика занятости и рынка труда: вопросы макроэкономического анализа и прогнозирования. М.: МАКС Пресс, 2001.*
7. Коровкин А.Г. *Структурная асимметрия // Отечественные записки, № 3, 2003.*
8. Бреев Б.Д. *Безработица в современной России. М.: Наука, 2005.*
9. Балацкий Е.В. *Оценка объема потенциального ВВП // Проблемы прогнозирования, № 1, 2000.*
10. Балацкий Е.В. *Искажение равновесных цен на рынках макрофакторов // Проблемы прогнозирования, №3, 2005.*
11. Blanchard O., Katz L.F. *What We Know and Do Not Know About The Natural Rate of Unemployment // Journal of Economic Perspectives, Vol. 11, 1997.*
12. Коровкин А.Г., Полежаев А.В. *Анализ динамики российского рынка труда с учетом затрат рабочего времени // Проблемы прогнозирования. 2003, № 5.*
13. Zagler M. *Endogenous Growth, Efficiency Wages and Persistent Unemployment, Working Paper № 66, Vienna Univ. of Economics and Business Administration, 1999.*
14. Aghion P., Howitt P. *Growth and Unemployment // Review of Economic Studies, 61, 1994/*
15. Schaik A.V.T.M. van, De Groot H.L.F. *Unemployment and Endogenous Growth // Labour, 12(2), 1998.*
16. Lee J. *The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries // Journal of Macroeconomics, Spring 2000, Vol. 22, № 2.*
17. Капелюшников Р. *Российская модель рынка труда: что впереди? // Вопросы экономики, № 4, 2003.*

18. Blanchard O.J., Quash D. *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances* // *American Economic Review*, 79, 1989.
19. Prachowny M.F.G. *Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates* // *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, № 2, 1993.
20. Atfield C.L.F., Silverstone B. *Okun's Coefficient: A Comment* // *Review of Economics and Statistics*, № 79, 1997.
21. Harris R., Silverstone B. *Asymmetric Adjustment of Unemployment and Output in New Zealand: Rediscovering Okun's Law*. Univ. of Waikato, Working Paper in Economics 2/00, May 2000.
22. Harris R., Silverstone B. *Testing for Asymmetry in Okun's Law: A Cross-Country Comparison* // *Economics Bulletin*, Vol. 5, № 2, 2001.
23. Weber Ch.E. *Cyclical Output, Cyclical Unemployment, and Okun's Coefficient: A New Approach* // *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 10, 1995.
24. Izyumov A., Vahaly J. *The Unemployment–Output Tradeoff in Transition Economies: Does Okun's Law Apply* // *Economics of Planning*, 35, 2002.
25. Sögner L., Stiassny A. *A Cross-Country Study On Okun's Law*. Working Papers Series: Growth and Employment in Europe: Sustainability and Competitiveness, Working Paper № 13, Vienna Univ. of Economics and Business Administration September, 2000.

Таблица 1

Закон Оукена и формы его представления

Модель	Форма закона	
	Разностная	В отклонениях от потенциального значения
Базовая	$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta u_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$ (1.1)	$y_t - y_t^* = \beta_1 (u_t - u_t^*) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$ (2.1)
С учетом различий между шоками спроса и предложения	О виде моделей данного типа см. [19] (1.2)	Вид модели аналогичен (2), подробнее см. [19] (2.2)
С использованием производственной функции	О виде моделей данного типа см. [23] (1.3)	О виде моделей данного типа см. [23] (2.3)
Асимметричная	$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1^+ I_t^+ \Delta u_t + \beta_1^- I_t^- \Delta u_t + \varepsilon_t$ (1.4)	$y_t - y_t^* = \beta_1^+ I_t^+ (u_t - u_t^*) + \beta_1^- I_t^- (u_t - u_t^*) + \varepsilon_t$ (2.4)
Модель коррекции ошибками	$\Delta y_t = \beta_0 \Delta u_t + \sum_{i=1}^{p-1} a_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} a_i \Delta u_{t-i} + (1 - \alpha_1 - \dots - \alpha_p) e_{t-1} + \varepsilon_t$ (1.5)	О виде моделей данного типа см. [21, 22] (2.5)
Векторная модель коррекции ошибками	$[y_t, u_t] = M + \sum_{i=1}^q \Gamma_i \Delta [y_t, u_t] + \Pi \Delta [y_t, u_t]_{t-1} + \xi_t$ (1.6)	О виде моделей данного типа см. [16] (2.6)
ADL	$\Delta u_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta u_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{2i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$ (1.7)	$u_t - u_t^* = \sum_{i=1}^k \delta_{1i} (u_{t-i} - u_{t-i}^*) + \sum_{i=0}^k \delta_{2i} (y_t - y_{t-i}^*) + \varepsilon_t$ (2.7)