

ПРИКЛАДНЫЕ ИССЛЕДОВАНИЯ

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ВЗАИМОСВЯЗИ ЭКОНОМИЧЕСКОГО РОСТА И БЕЗРАБОТИЦЫ В КИТАЕ (1978—2006 гг.)

И.М. Промахина, Ван Лулу

Российский университет дружбы народов
ул. Миклухо-Маклая, 6, Москва, Россия, 117198

В статье излагаются результаты эконометрического анализа взаимосвязи экономического роста и уровня безработицы для Китая 1978—2006 гг. Показано, что закон Оукена не выполняется для экономики страны в переходный период. Влияние роста безработицы на темпы прироста реального ВВП оказывается, с одной стороны, статистически незначимым, с другой — статистически значимым, причем положительным является воздействие на увеличение уровня безработицы текущего года изменений в темпах прироста реального ВВП в предшествующий год. Получено уравнение регрессии, описывающее это воздействие.

Традиционно считается, что взаимосвязь между темпами роста экономики и уровнем безработицы является обратной. Это означает, что при увеличении числа безработных в стране ее экономический рост замедляется и, наоборот, при сокращении безработицы скорость роста экономики увеличивается.

Такое соотношение между двумя факторами понятно на уровне здравого смысла и чаще всего наблюдается в экономической жизни разных стран.

В макроэкономике приведенная закономерность называется законом Оукена и записывается в виде формулы

$$100\% \cdot \frac{Y_t - Y_t^*}{Y_t^*} = \beta \cdot (u_t - u_t^*), \quad (1)$$

где: Y_t^* — выпуск (измеряемый обычно как ВВП) при полной занятости в момент t ; Y_t — фактический выпуск (реальный ВВП) в момент t ; u_t^* — естественный уровень безработицы; u_t — фактический уровень безработицы; β — связывает изменения в уровне безработицы с изменениями реального ВВП, отрицательное число; t — временной интервал, обычно год или квартал.

Закон Оукена в формуле (1) затруднительно использовать на практике, так как Y_t^* и u_t^* не могут быть измерены точно, а могут быть только оценены. По-

этому, как правило, закон записывается в эквивалентной форме, связывающей темпы прироста реального ВВП с приростом уровня безработицы:

$$100\% \cdot \frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}} = \alpha + \beta \cdot \Delta u_t, \quad (2)$$

где Y_t и β — то же, что и в (1); $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ — прирост реального ВВП за год (квартал) t ; $\Delta u_t = u_t - u_{t-1}$ — изменение фактического уровня безработицы за период t ; α , β — параметры уравнения, интерпретируются как средний годовой прирост потенциального ВВП.

Уравнения, связывающие экономический рост и безработицу, были получены А. Оукеном эмпирически [1]. Анализируя с помощью эконометрической регрессионной модели статистические данные США по реальному ВВП и уровню безработицы за период 1950 — начало 1960-х гг., А. Оукен получил следующее соотношение:

$$100\% \cdot \frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}} = 3\% - 2 \cdot \Delta u_t. \quad (3)$$

Данное уравнение показывает, что реальный ВВП США прирастал за год в среднем на 3%, когда безработица находилась на естественном уровне. Каждый 1% превышения безработицей ее естественного уровня приводил к сокращению роста реального ВВП в среднем на 2% в год.

Рассчитанные А. Оукеном оценки параметров ($\beta \approx -2$, $\alpha \approx 3\%$) оказались довольно устойчивыми. На рис. 1 приведен график зависимости темпов прироста реального ВВП от прироста уровня безработицы для США за период 1981—2006 гг. На графике каждая точка соответствует какому-то году t из указанного диапазона. Абсцисса точки — прирост безработицы в год t , ордината — темп прироста реального ВВП в год t . На рисунке представлена также линия регрессии, ее уравнение и коэффициент детерминации. Как видно, и для периода 1981—2006 гг. значения параметров очень близки к полученным А. Оукеном: $\beta \approx -2$, $\alpha \approx 3\%$.

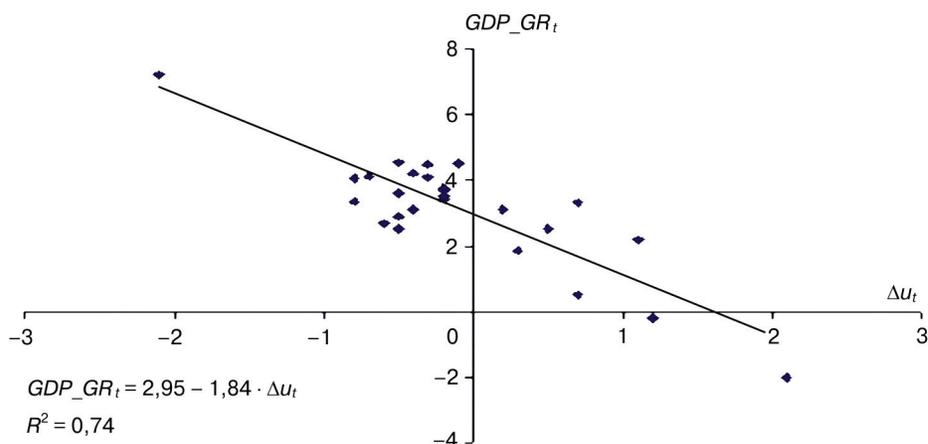


Рис. 1. Зависимость темпов прироста реального ВВП от прироста уровня безработицы для США 1981—2006 гг.

Источник: Построен авторами по [2; 3; 4].

Зависимость между двумя исследуемыми факторами может рассматриваться в обоих направлениях, т.е. не только изменения в уровне безработицы влияют на темпы экономического роста, но и изменения темпов прироста реального ВВП вызывают изменения в уровне безработицы. Соответственно, и в уравнениях (1) и (2) зависимую и объясняющую переменные можно поменять местами.

В работе [5] приводится уравнение следующего вида:

$$U_t = \lambda + \mu \cdot GAP_t, \quad (4)$$

где U_t — уровень безработицы в момент t ; GAP_t — отклонение потенциального реального ВВП от фактического реального ВВП, %; λ , μ — параметры уравнения.

В [5] указывается, что для США 1950 — начала 1960-х гг. оценки параметров составляли: $\lambda \approx 4\%$, $\mu \approx 1/3$. Это означает, что полная занятость в экономике (т.е. занятость при совпадении фактического и потенциального значений ВВП) составляла 4%. Каждый процент превышения фактическим ВВП потенциально значения снижал уровень безработицы приблизительно на 0,33%.

Конечно, закон Оукена является только приближением к фактическому соотношению между внутренним выпуском и безработицей, так как не учитывает влияния других факторов на взаимосвязь этих переменных. Полученные А. Оукеном значения для параметров уравнений не могут рассматриваться как универсальные, поскольку меняются от страны к стране и от одного периода времени к другому. Однако считается, что в целом закон представляет хорошую оценку взаимосвязи безработицы и скорости роста реального ВВП, а главное, правильно отражает обратную направленность взаимовлияния этих показателей.

В настоящей статье будет показано, что закон Оукена не выполняется для Китая 1978—2006 гг. Эмпирически будет получено другое уравнение, связывающее экономический рост и безработицу в этой стране в указанный период.

Основные причины экономического роста и сопутствующего роста безработицы в Китае в период реформ. В 1978 г. В Китайской Народной Республике стартовали экономические реформы, которые привели к фантастически быстрому росту китайской экономики. К 2006 г. ВВП страны возросло по сравнению с 1978 г. более чем в 12 раз. По общему объему ВВП при расчете его по паритету покупательной способности Китай вышел на 2-е место в мире после США. Реальный ВВП на душу населения увеличился к 2005 г. в 8 раз, реальные потребительские расходы семей в пересчете на душу увеличились в 6 раз. Доля страны в международной торговле поднялась с 0,8% в 1978 г. до 6,8% к 2006 г. После вступления Китая в ВТО в 2001 г. он занял 2-е место в мире после США по объему привлеченных прямых иностранных инвестиций. Китаю принадлежат ведущие позиции в мире в производстве таких промышленных и сельскохозяйственных товаров, как железо, сталь, уголь, цемент, минеральные удобрения, телевизоры, зерно, хлопок, мясо, морепродукты.

Китайские экономисты относят беспрецедентный рост отечественной экономики за счет ее реструктуризации и развития на основе новых, высоких технологий [6; 7; 8]. Зарубежные эксперты в качестве причины «китайского чуда» указывают на расширение внешней торговли и приток иностранных инвестиций [9; 10]. Несомненно также, что основой быстрого экономического развития страны явилась последовательная, постепенная и гибкая политика китайского руководства в проведении экономических реформ.

Быстрый экономический рост в Китае сопровождался значительным увеличением уровня безработицы. Особенное ускорение этот процесс получил с середины 1990-х гг. По расчетам китайских исследователей [8] уровень зарегистрированной безработицы возрастал от 2,1% в 1986—1990 гг. до 3,1% в 1996—2000 гг. и далее до 4% в 2002 г. Реальный же уровень рос еще быстрее: от 2,1% в 1986—1990 гг. до 6,1% в 1996—2000 гг. и до 9% в 2002 г. Проблема безработицы оказалась самой острой из проблем переходного периода.

Китайские и зарубежные специалисты указывают несколько причин роста безработицы [6; 8; 11; 12; 13; 14].

1. Регулирование структуры экономики и развитие производства на основе передовых высоких технологий, т.е. те же причины, которые обеспечили быстрый экономический рост. Регулирование структуры привело к сокращению доли в производстве государственных и кооперативных предприятий и высвобождению занятой в них рабочей силы. Регулирование структуры имело своим результатом также высвобождение огромного количества работников в сельском хозяйстве. Эти люди ехали в города, очень обостряя проблему городской безработицы. Развитие экономики на новых, высоких технологиях, с другой стороны, уменьшало потребность в рабочей силе, т.е. быстрый экономический рост обеспечивался ростом производительности труда, а увеличение производительности вело к сокращению занятости.

2. Неравномерность экономического развития разных регионов страны. Высокие темпы роста экономики наблюдались в восточных прибрежных регионах, а рост безработицы — в центральных и западных.

3. Возможности трудоустройства, принесенные экономическим ростом, оказались в определенной степени перекрыты темпами роста населения.

С начала реформ в 1978 г. и вплоть до 2001 г. правительство Китая не рассматривало борьбу с безработицей как важное направление своей работы. Все силы были направлены на повышение темпов экономического роста, повышение благосостояния людей.

Новая экономическая ситуация изменила фокус экономической политики Китая. В ноябре 2001 г. на Центральной рабочей экономической конференции Генеральный секретарь КПК Жианг Земин подчеркнул, что партийные комитеты и органы управления всех уровней должны сделать главной целью своей работы создание большего количества рабочих мест. В 2003 г. министр Зенг Пейян, возглавлявший Государственную комиссию по планированию и реформам, впервые в истории КНР заявил, что создание рабочих мест является второй главной целью макроэкономического регулирования в стране. Комиссия поставила цель создать 8 млн рабочих мест и сократить городскую безработицу до 4,5% [8].

В китайской экономической литературе называют следующие меры по сокращению безработицы:

- изменение модели экономического роста и установление правильного соотношения между трудоемкими и капиталоемкими производствами;
- продуманное балансирование между интересами труда и капитала;
- расширение внутреннего спроса;

— развитие сферы услуг. В последние два десятилетия этот сектор экономики постоянно увеличивал число своих рабочих мест;

— дальнейшее развитие частного сектора, так как этот сектор, в отличие от государственного и кооперативного, также быстро увеличивал занятость, начиная с конца 1980-х гг.;

— расширение полного среднего и высшего образования, что должно уменьшить безработицу в краткосрочной перспективе, а также увеличить общую квалификацию рабочей силы;

— сдерживание в течение какого-то периода миграции крестьян в город;

— развитие экономики центральных и западных регионов страны;

— увеличение объема прямых иностранных инвестиций.

Вместе с тем ведущие китайские экономисты указывают, что изменение фокуса экономической политики облегчит бремя безработицы, но полное решение проблемы занятости является долгосрочным процессом [8].

Анализ взаимосвязи экономического роста и безработицы в Китае почти во всех работах проводится с привлечением больших объемов статистических данных. Чаще всего они используются в необработанном виде или по ним рассчитываются простейшие статистические характеристики. В [8] приведены уравнения регрессии, на основе которых оцениваются эластичности затрат труда по затратам капитала и по объему ВВП для разных подпериодов периода реформ. Однако ни в одной работе не делается попыток построить и использовать модель взаимосвязи темпов экономического роста и роста безработицы.

Графическое представление взаимосвязи темпов прироста ВВП и прироста уровня безработицы в Китае в 1978—2006 гг. Статистические данные по реальному ВВП и уровню безработицы в Китае рассматриваемого периода были взяты из источников, перечисленных в конце статьи [2; 15; 16]. По этим данным были рассчитаны темпы прироста реального ВВП и прирост уровня безработицы. Далее в статье темп прироста реального ВВП в год t будет обозначаться как GDP_GR_t , а прирост уровня безработицы в год t — как DUN_t .

На построенных нами рис. 2 и 3 приведены графики динамики показателей GDP_GR_t и DUN_t .

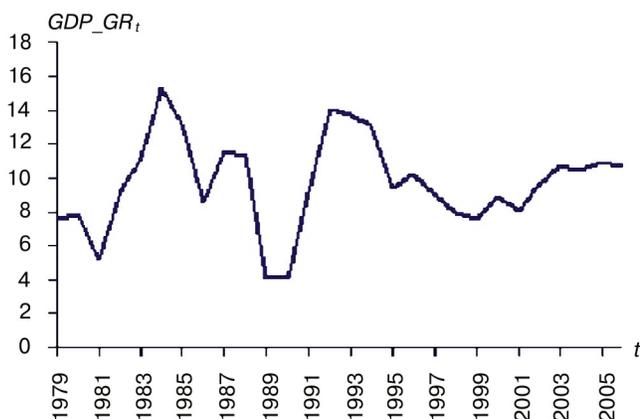


Рис. 2. Ежегодные изменения темпа прироста реального ВВП в Китае в 1978—2006 гг.

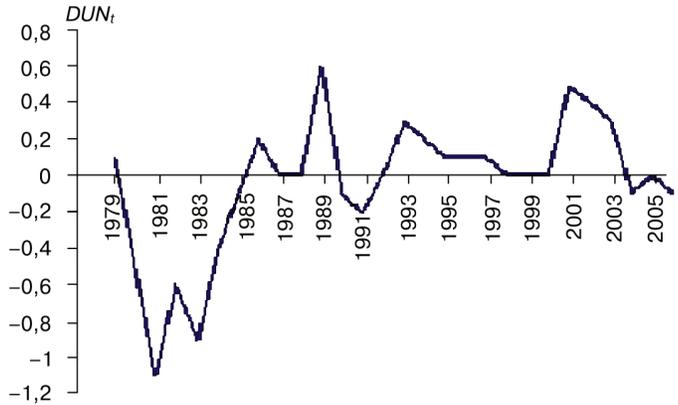


Рис. 3. Ежегодные изменения прироста уровня безработицы в Китае в 1978—2006 гг.

На построенном нами рис. 4 представлены графики зависимости темпов прироста реального ВВП текущего года t от прироста уровня безработицы в текущем же (рис. 4а), прошлом (рис. 4б) и позапрошлом (рис. 4в) годах для Китая 1979—2006 гг. Каждая точка графика соответствует некоторому году t из указанного диапазона, ее ордината — значение темпа прироста реального ВВП в год t , а абсциссы на графиках равны соответственно приросту безработицы в текущем, прошлом или позапрошлом годах. На графиках приведены также линии регрессии, моделирующие зависимость GDP_GR от DUN .

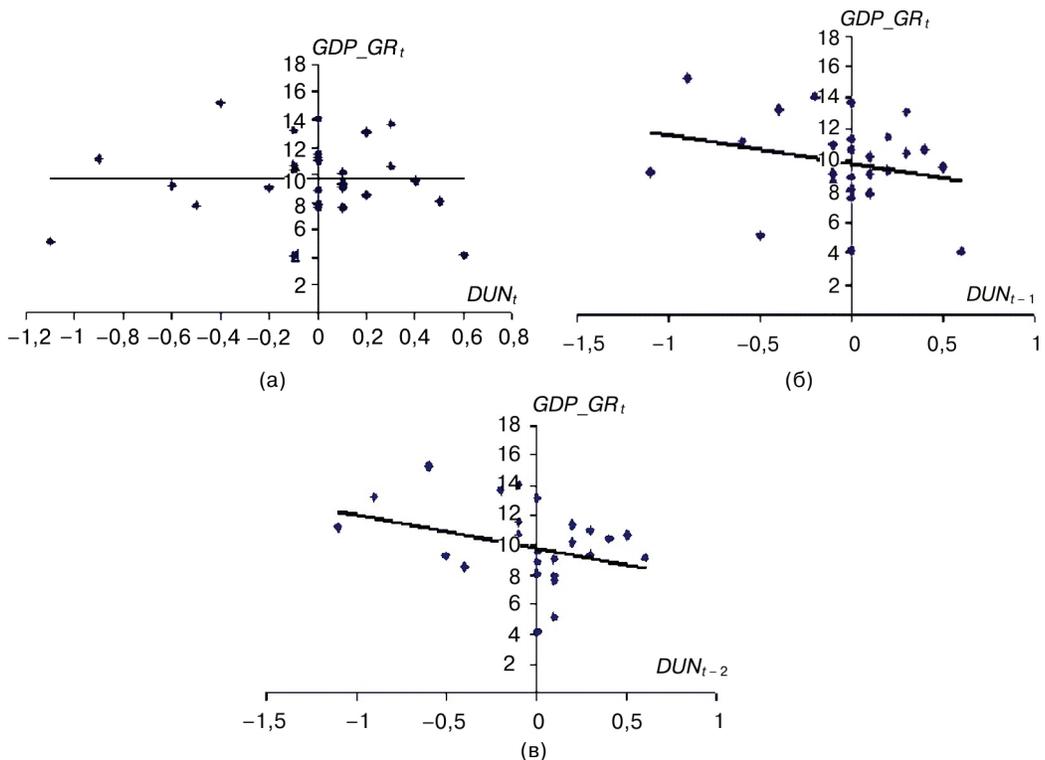


Рис. 4. Графики зависимости темпов прироста ВВП текущего года от прироста уровня безработицы текущего (а), прошлого (б) и позапрошлого (в) года для Китая 1978—2006 гг.

По приведенным графикам видно, что закон Оукена в исходной формулировке для Китая периода реформ не выполняется. Отрицательная зависимость темпов прироста ВВП наблюдается не от значения прироста безработицы текущего года, а от значений прошлого и позапрошлого лет. При этом эта зависимость крайне слаба (наклон прямых регрессии очень небольшой).

Рассмотрим теперь закон Оукена в обратном прочтении, т.е. как зависимость прироста уровня безработицы от темпов прироста ВВП. По построенным нами графикам (рис. 5) видно, что зависимость прироста безработицы от темпов прироста ВВП того же года не наблюдается. Однако наблюдается, хотя и слабая, *положительная* зависимость от темпов прироста ВВП прошлого и позапрошлого лет, т.е. увеличение темпов экономического роста ведет к росту безработицы в последующие два года.

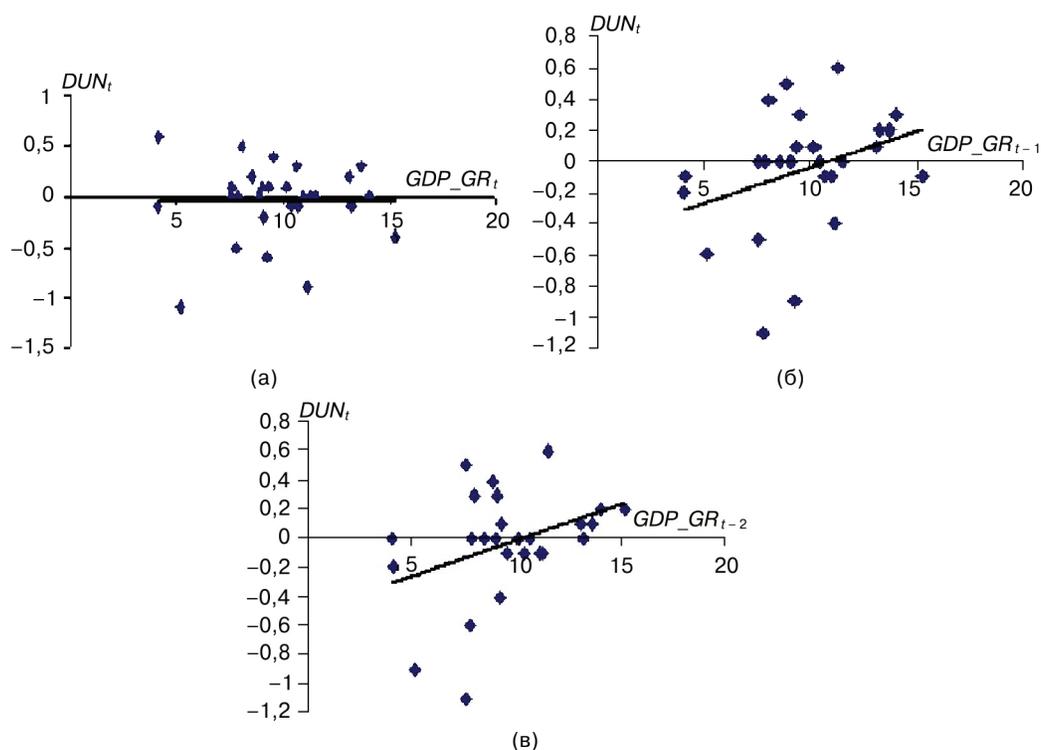


Рис. 5. Графики зависимости прироста безработицы текущего года от темпа прироста реального ВВП текущего (а), прошлого (б) и позапрошлого (в) года для Китая 1978—2006 гг.

Проверка на стационарность временных рядов темпов прироста реального ВВП и прироста безработицы. Перейдем теперь от графического к эконометрическому анализу*. Оценка эконометрических моделей, соответствующих закону Оукена, позволит статистически проверить гипотезы о взаимосвязи факторов и даст количественные характеристики этой взаимосвязи.

Так как данные для GDP_GR и DUN представлены временными рядами, первый шаг анализа — проверка этих рядов на стационарность. Нестрого говоря, стационарность некоторого временного ряда Y_t означает, что его изменения во времени представляют собой колебания вокруг одного и того же среднего значения

приблизительно с одним и тем же размахом. При этом влияние того значения, которое ряд принял в какой-то момент t_1 , на то значение, которое он примет в момент t_2 , не зависит от конкретных значений t_1 и t_2 , а только от расстояния $t_2 - t_1$ между этими моментами**.

Важным свойством стационарного во времени экономического фактора является то, что если в какой-то момент этот фактор испытывает сильное внешнее воздействие, то далее с течением времени последствия этого воздействия на формирование значений фактора затухают и практически сводятся на нет. Для факторов же, значения которых представляют собой нестационарные временные ряды, затухания со временем эффектов от внешних влияний не происходит.

Стационарность переменных является важным требованием при оценивании эконометрических моделей, подобных (1) и (2). В ее отсутствие может возникнуть эффект так называемой ложной корреляции: оцененные уравнения будут показывать взаимосвязь переменных, когда на самом деле ее нет. Кроме того, стандартные статистические тесты, проверяющие гипотезы о взаимосвязи переменных, некорректны, если эти переменные не являются стационарными.

При проверке ряда на стационарность в качестве основной, нулевой гипотезы выступает утверждение: «ряд нестационарен». Как альтернатива может быть использовано любое из трех следующих утверждений: 1) ряд представляет собой стационарные колебания вокруг нулевого среднего; 2) ряд представляет собой стационарные колебания вокруг ненулевого среднего; 3) ряд — стационарные колебания вокруг линейного тренда. При работе с конкретным показателем выбирают ту альтернативу, которая в наибольшей степени соответствует его динамике. Поэтому для ряда ежегодных приростов реального ВВП нами была выбрана альтернатива 2), а для ряда ежегодных приростов уровня безработицы — альтернатива 1) (см. рис. 2 и 3). Проверка гипотезы о стационарности проводилась с помощью теста Дики—Фуллера, результаты которого представлены в рассчитанной нами табл. 1.

Таким образом, для ряда GDP_GR_t мы отвергаем нулевую гипотезу о нестационарности в пользу гипотезы о стационарности изменений вокруг ненулевого среднего. При этом вероятность ошибочности такого заключения составляет всего лишь 0,0067 или 0,67%. Аналогично, сделав вывод о стационарности изменений DUN_t вокруг нулевого среднего, мы ошибаемся только с вероятностью 0,0154 или 1,54%, т.е. с высоким уровнем достоверности мы заключаем, что оба рассматриваемых ряда стационарны***.

Таблица 1

Тест Дики-Фуллера для темпов прироста реального ВВП (GDP_GR_t) и приростов уровня безработицы (DUN_t) Китая 1979—2006 гг.

Альтернативные гипотезы H_A	H_0 : ряд нестационарен	
	Вероятность ошибиться, отвергнув H_0 в пользу H_A	
	для GDP_GR_t	для DUN_t
Стационарные колебания вокруг нулевого среднего	0,4876	0,0154
Стационарные колебания вокруг ненулевого среднего	0,0067	0,1353
Стационарные колебания вокруг линейного тренда	0,0334	0,1083

Стационарность временных рядов GDP_GR_t и DUN_t обеспечивает корректность проведения следующих этапов эконометрического анализа.

Тест Гренджера на причинно-следственную связь. При анализе взаимосвязи двух показателей X и Y , представленных, например, годовыми значениями, может встретиться ситуация, когда значения фактора Y в каждом текущем году в определенной степени объясняются теми значениями, которые фактор X принимает в несколько прошлых лет. Тогда говорят, что фактор X является возможной причиной изменений фактора Y . Если аналогичное утверждение справедливо и для прошлых значений Y и текущих значений X , то говорят, что факторы X и Y , возможно, обуславливают друг друга. Проверка такой одно- и двусторонней обусловленности проводится с помощью теста Гренджера на причинно-следственную зависимость. Этот тест и будет применен к переменным GDP_GR_t и DUN_t .

Для проверки обусловленности по Гренджеру изменений темпов прироста реального ВВП и прироста уровня безработицы рассмотрим два уравнения регрессии:

$$GDP_GR_t = \mu + \sum_{i=1}^p \alpha_i \cdot GDP_GR_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \cdot DUN_{t-i} + \varepsilon_1, \quad (5)$$

$$DUN_t = \lambda + \sum_{i=1}^p \gamma_i \cdot GDP_GR_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i \cdot DUN_{t-i} + \varepsilon_2. \quad (6)$$

Значение, которое GDP_GR принимает в год t , зависит от того, какие значения в предыдущие p лет принимал сам этот фактор и фактор DUN , а также еще от каких-то случайных влияний (ε_1). Если прирост безработицы влияет на темпы прироста реального ВВП, то изменения фактора DUN должны предшествовать изменениям фактора GDP_GR , т.е. хотя бы один из коэффициентов β_i , $i = 1, \dots, p$, в уравнении (5) должен быть отличен от нуля. Поэтому вопрос об обусловленности по Гренджеру фактора GDP_GR изменениями фактора DUN сводится к проверке гипотезы:

$H_0 (DUN): \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$	Изменения DUN в прошлые p лет не влияют на значение GDP_GR в текущем году
$H_A (DUN):$ хотя бы для одного какого-то i , $i = 1, \dots, p$, $\beta_i \neq 0$	Изменения DUN предшествуют изменениям GDP_GR , т.е. DUN обуславливает GDP_GR по Гренджеру

Аналогичные рассуждения можно повторить и для уравнения (6). Соответственно, обусловленность по Гренджеру изменений фактора DUN изменениями фактора GDP_GR определяется заключением по гипотезе:

$H_0 (GDP_GR): \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$	Изменения GDP_GR в прошлые p лет не влияют на значение DUN в текущем году
$H_A (GDP_GR):$ хотя бы для одного какого-то i , $i = 1, \dots, p$, $\gamma_i \neq 0$	Изменения GDP_GR предшествуют изменениям DUN , т.е. GDP_GR обуславливает DUN по Гренджеру

При проведении теста Гренджера важно правильно определить значение p , т.е. ответить на вопрос: значения показателей скольких предшествующих лет влияют на их значения в текущем году? В нашем исследовании мы рассматривали значения p от 1 до 5, посчитав, что темпы прироста ВВП и прирост безработицы более чем пятилетней давности не оказывают воздействия на их текущие значения.

Результаты теста Гренджера приведены в рассчитанной нами табл. 2.

Таким образом, с большой степенью достоверности мы можем утверждать, что прошлые изменения прироста безработицы не оказывают влияния на то значение, которое в текущем году принимает темп прироста реального ВВП, т.е. фактор DUN не обуславливает по Гренджеру фактор GDP_GR . В то же время обратная обусловленность имеет место. Можно утверждать, что прошлые значения темпа прироста ВВП определяют текущие значения прироста безработицы. При этом вероятность ошибочности такого утверждения не более 3,2% при $p = 1$, не более 6,1% при $p = 2$ и не более 4,6% при $p = 3$.

Таблица 2

Тест Гренджера на обусловленность для темпов прироста реального ВВП и прироста уровня безработицы в Китае в 1979–2006 гг.

p	Вероятность совершить ошибку, отвергнув гипотезу	
	$H_0(DUN)$	$H_0(GDP_GR)$
1	0,133	0,032
2	0,706	0,150
3	0,547	0,061
4	0,553	0,046
5	0,824	0,436

Итак, фактор GDP_GR обуславливает изменения фактора DUN , но фактор DUN не влияет на поведение фактора GDP_GR . Опять обнаруживаем односторонность во взаимосвязи показателе GDP_GR и DUN и невыполнение закона Оукена в его основной форме для Китая периода реформ.

Векторная авторегрессионная модель (VAR-модель). В VAR -моделях текущие изменения нескольких факторов — в нашем случае GDP_GR и DUN — рассматриваются одновременно и объясняются их совместными прошлыми значениями. VAR -модель позволит описать механизм взаимовлияния темпов роста реального ВВП и прироста безработицы.

VAR -модель для наших показателей состоит из уравнений (5) и (6). Эти два уравнения рассматриваются и оцениваются одновременно. Прежде всего необходимо определить значение p . Для этого используются статистические критерии, результаты которых представлены в табл. 3.

В таблице приведены значения статистик теста, которые проводились при уровне значимости 5%. Звездочкой помечены длины лагов, выбранные каждым тестом. Оказывается, что разные тесты выбирают одно и то же значение $p = 1$. Поэтому наша VAR -модель имеет вид

$$GDP_GR_t = \mu + \alpha_1 \cdot GDP_GR_{t-1} + \beta_1 \cdot DUN_{t-1} + \varepsilon_1, \quad (6)$$

$$DUN_t = \lambda + \gamma_1 \cdot GDP_GR_{t-1} + \delta_1 \cdot DUN_{t-1} + \varepsilon_2. \quad (7)$$

Выбор длины лага для VAR-модели (5)—(6)

Длина лага p	Тест отношения правдоподобия	Тест конечной ошибки предсказания	Информационный критерий Акаике	Информационный критерий Шварца
0	—	0,393	4,742	4,841
1	16,800*	0,241*	4,250*	4,547*
2	5,924	0,248	4,269	4,762
3	2,186	0,315	4,481	5,172
4	3,361	0,368	4,589	5,477
5	2,372	0,464	4,739	5,824

Источник: Рассчитана авторами в программе EViews 5.1.

Для демонстрации того, что модель, выбранная статистическими критериями, действительно лучшая, были оценены также еще две VAR-модели: одна с двумя лагами, вторая с одним лагом длины 2. Результаты приведены в рассчитанной нами табл. 4.

Таблица 4

Результаты оценки VAR-модели для темпов прироста реального ВВП и прироста уровня безработицы для Китая 1979—2006 гг.

Показатель	VAR-модель с одним лагом длины один		VAR-модель с двумя лагами		VAR-модель с одним лагом длины два	
	GDP_GR_t	DUN_t	GDP_GR_t	DUN_t	GDP_GR_t	DUN_t
1	2	3	4	5	6	7
Константа	4,913 ¹ [2,915]	-0,465 ² [-2,299]	7,096 ¹ [3,356]	-0,442 [-1,719]	10,557 ¹ [5,402]	-0,490 ² [-2,050]
GDP_GR_{t-1}	0,497 ¹ [2,972]	0,046 ² [2,272]	9,649 ¹ [3,201]	0,044 ³ [1,771]	—	—
GDP_GR_{t-2}	—	—	-0,375 ³ [-1,792]	0,001 [0,059]	-0,080 [-0,410]	0,049 [2,066]
DUN_{t-1}	-1,890 [-1,555]	0,608 ¹ [0,146]	-0,566 [-0,333]	0,562 ² [2,723]	—	—
DUN_{t-2}	—	—	-0,631 [-0,385]	0,096 [0,483]	-2,206 [-1,565]	0,356 [2,063]
Коэффициент детерминации R^2	0,317	0,487	0,398	0,519	0,103	0,272
Скорректированный коэффициент детерминации R^2_{adj}	0,260	0,444	0,284	0,428	0,025	0,209
F-статистика	5,571	11,370	3,475	5,669	1,316	4,304
Число наблюдений n	27	27	26	26	26	26

¹ Коэффициент значим при уровне значимости 1%.

² Коэффициент значим при уровне значимости 5%.

³ Коэффициент значим при уровне значимости 10%.

В квадратных скобках указаны значения t -статистик.

В таблице указаны оценки коэффициентов уравнений регрессии, их t -статистики и другие статистические характеристики уравнений.

Вторая графа таблицы соответствует уравнению (7), а третья — уравнению (8). Из таблицы видно, что оценки всех коэффициентов наклона уравнения для DUN_t отличны от нуля при уровне значимости 5% и все уравнение в целом значимо при уровне значимости 1%. Это указывает на то, что на формирование значений прироста безработицы в каждый год влияют значения темпа прироста реального ВВП и прироста уровня безработицы прошлого года.

В уравнении для GDP_GR_t коэффициент при DUN_{t-1} незначимо отличен от нуля даже при уровне значимости 10%, т.е. можно с большой достоверностью утверждать, что значения DUN_{t-1} не влияют на GDP_GR_t .

Отметим также, что в обоих уравнениях отсутствует автокорреляция остатков и остатки являются «белым шумом»****.

Приведенные в графах 4 и 5, а также 6 и 7 оценки других двух VAR-моделей демонстрируют действительно худшее статистическое качество этих моделей по сравнению с моделью с одним лагом длины один.

Мы в очередной раз приходим к выводу о том, что в Китае 1978—2006 гг. не наблюдалось влияния уровня безработицы на экономический рост. Однако темпы роста экономики оказывали воздействие на прирост безработицы. Это воздействие, согласно нашей VAR-модели, может быть представлено уравнением регрессии:

$$DUN_t = -0,465 + 0,046 \cdot GDP_GR_{t-1} + 0,608 \cdot DUN_{t-1}. \quad (9)$$

Приведем интерпретацию коэффициентов наклона уравнения (9). При увеличении темпа прироста реального ВВП в некоторый год на 1% (и неизменности в этот год прироста безработицы) прирост уровня безработицы в следующем году увеличивается в среднем на 0,046%. При увеличении уровня безработицы в некоторый год на 1% (и неизменности в этот год темпов прироста реального ВВП) прирост уровня безработицы в следующем году увеличивается в среднем на 0,608%.

Основные выводы нашей работы состоят в следующем. Закон Оукена не выполняется для Китая периода реформ, начавшихся в 1978 г. и продолжающихся по настоящее время. Изменения в годовом уровне безработицы не влияют на темп экономического роста ни текущего, ни последующих лет. В то же время статистически значимым и причем положительным является воздействие на прирост уровня безработицы текущего года изменений в темпах прироста реального ВВП в предшествующий год. Получено уравнение регрессии, описывающее это воздействие.

ПРИМЕЧАНИЯ

- * Все расчеты, приведенные в тексте, выполнялись с помощью профессионального эконометрического программного пакета EViews 5.1.
- ** Говоря более строго, слабая стационарность, которая только и рассматривается в эконометрике временных рядов, означает независимость от времени среднего и дисперсии ряда, а также зависимость ковариации значений ряда Y_t и Y_{t+k} только от k при независимости от t .
- *** В статистической проверке гипотез нулевую гипотезу отвергают, если вероятность того, что она на самом деле является истинной, достаточно мала. Обычно нулевую гипотезу считают ложной и отвергают, если вероятность ошибиться при этом не превосходит 0,05 или 0,01. Реже вывод о ложности нулевой гипотезы делают при вероятности ошибки 0,1. Вероятность отвергнуть нулевую гипотезу, когда на самом деле она истинна, называется уровнем значимости.
- **** «Белый шум» — это простейший стационарный процесс с нулевым средним и нулевой ковариацией между значениями процесса в любые два момента времени.

ЛИТЕРАТУРА

- [1] *Okun A.M.* Potential GNP: Its Measurement and Significance // American Statistical Association. Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, 1962. — P. 98—104.
- [2] World Development Indicators 2006. CD-ROM.
- [3] <http://laborsta.ilo.org>
- [4] <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>
- [5] *Tatom J.A.* Economic Growth and Unemployment: A Reappraisal of the Conventional View // Federal Reserve Bank of St. Louise. October, 1978. — P. 16—22.
http://www.research.stlouisfed.org/publications/review/78/10/Reappraisal_Oct1978.pdf
- [6] http://russian.people.com.cn/200212/10/rus20021210_69425.html Цю Сяохуа о причинах снижения товарных цен, депрессии рынка акций и безработице в Китае.
- [7] <http://www.asian-affairs.com/China/huangang.html> Interview with Hu Angang — On China Reforms and the Go-West Policy.
- [8] *Hu Angang.* Economic Growth and Employment Growth in China (1978—2001) // Asian Economic Papers, April 2005. — P. 166—176.
- [9] <http://www.ers.usda.gov/Publications/WRS0408/> *Shane Mathew, Gale Fred.* China: A Study of Dynamic Growth // Economic Research Service. US Department of Agriculture.
- [10] *Sachs J., Wing Thye Woo.* Understanding China's Economic Performance // Journal of Policy Reform, vol. 4, issue 1. 2000.
- [11] <http://www.russian.xinhuanet.com/htm/08261629111.htm> Анализ прессы: Почему быстрый экономический рост в Китае не обеспечил высокий уровень занятости?
- [12] *Ming Lu, Jianyong Fan, Shejian Liu, Yan Yan.* Employment Restructuring During China's Economic Transition // Monthly Labor Review, August 2002. — P. 25—31.
- [13] *Shunfeng Song.* Policy Issues of China's Urban Unemployment // Contemporary Economic Policy. April 2003. — Vol. 21, № 2. — P. 256—289.
- [14] *Wolf Charles Jr.* China's Rising Unemployment Challenge // Asian Wall Street Journal. — 7 July 2004.
- [15] <http://www.chinadaily.com.cn>
- [16] <http://english.gov.cn>

ECONOMETRIC ANALYSIS OF INTERDEPENDENCE BETWEEN ECONOMIC GROWTH AND UNEMPLOYMENT IN CHINA (1978—2006)

I.M. Promakhina, Wang Lulu

Peoples' Friendship University of Russia
Miklukho-Maklaya str., 6, Moscow, Russia, 117198

Econometric analysis of interdependence between economic growth and unemployment in China 1978—2006 is described. It is shown that Okun's law is not valid for China's transition period. Unemployment increments have no statistically significant influence on GDP growth rate. But the rate of GDP growth does influence increments in unemployment with one year lag. Regression equation of this influence is presented.