

© 2010 г.

Евгений Балацкий

доктор экономических наук, профессор
главный научный сотрудник ЦЭМИ РАН
(evbalatsky@inbox.ru)

Наталья Екимова

кандидат экономических наук
доцент Государственного университета управления
(n.ekimova@bk.ru)

ЦИКЛ ЗАНЯТОСТИ И ПРИВАТИЗАЦИОННЫЙ ЦИКЛ В ДИНАМИЧЕСКИХ МОДЕЛЯХ РАВНОВЕСИЯ

В статье обсуждается простая динамическая равновесная модель рынка труда, которая одновременно генерирует цикл занятости и приватизационный цикл. Модель отражает взаимодействие занятых в государственном и частном секторах, а также контингент безработных. Модель апробирована в дифференциальной и разностной формах на статистических данных о развитии экономики России и США. Рассмотрено теоретическое и прикладное значение построенной модели.

Ключевые слова: рынок труда, динамическая модель, равновесие, приватизационный цикл, цикл занятости.

1. Многообразие макроэкономических циклов. В настоящее время в экономической науке активно уточняются сведения о циклической природе хозяйственных процессов. При этом некие циклы, ставшие уже классическими, дополняются какими-то новыми циклами. К числу хрестоматийных относятся, по крайней мере, следующие экономические циклы: краткосрочные циклы Дж. Китчина (2–4 года); деловые (промышленные) циклы К. Жуглара (7–12 лет); инвестиционные (строительные) циклы С. Кузнеца (15–25 лет); длинные технологические (конъюнктурные) циклы Н. Кондратьева (45–60 лет); формационные циклы М. Эванса (110 лет); политические циклы Дж. Модельского (90–122 лет); вековые волны Ф. Броделя (100–150 лет); цивилизационные циклы Дж. Форрестера (200 лет); циклы-эпохи Э. Тоффлера (1000–2000 лет)¹. В целом же, по данным Фонда изучения экономических циклов (США), к середине 1980-х гг. было каталогизи-

¹ См.: Нуреев Р.М., Маркин Е.В. Эти разные олимпийские игры// «Terra Economicus», №3, Т.7, 2009. С.17.

Статья выполнена при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (проект №08-06-00138а).

ровано 1380 экономических циклов продолжительностью от 20 часов до 700 лет¹.

Однако уже сейчас в науке возникают совершенно «новые» циклы. Например, относительно недавно существующая система циклов была дополнена Р. Нуреевым и Е. Маркиным так называемым *олимпийским деловым циклом*, который сейчас составляет примерно 10 лет². При этом в литературе уже отмечается, что олимпийский деловой цикл, скорее всего, является типовым, нежели уникальным. Нечто подобное происходит и с циклом по организации чемпионатов мира по футболу, который в последние годы также заметно удлинился. Например, в конце 2009 года руководство Японии отказалось участвовать в борьбе за чемпионат мира 2018 года, посчитав страну еще не готовой к этому и решив начать работу по подготовке активных действий за право провести чемпионат в 2022 году. Данное обстоятельство позволяет говорить о появлении *делового футбольного цикла*, составляющего примерно 10-13 лет³.

Некоторые исследователи говорят о *циклах технологий широкого применения*. Пользуясь данной терминологией, К.И. Карлау (K.I. Carlaw), Р.Г. Липси (R.G. Lipsey) и Р. Вебб (R. Webb) рассматривают цикл электричества (примерно 1880–1960 гг.) и цикл информационных технологий (ориентировочно 1945–2025 гг.) в качестве циклов базисных инноваций. По их мнению, длительность цикла технологий широкого применения составляет примерно 80 лет, что является самым длинным из известных технологических циклов⁴.

Уже можно говорить, пожалуй, и о самом длинном из известных на сегодняшний день циклов – *исторической инверсии* З. Баумана. Его суть состоит в переходе доминанты экономического развития цивилизации от «медленных» (оседлых) народов к «быстрым» (кочевым). В зависимости от датировки начала истории современного человечества длительность этого цикла составляет 4000–6000 лет⁵.

¹ См.: Грачёв Г.А. Эволюция цикличности хозяйственной деятельности и прогнозирование кризисов// «Журнал экономической теории», №1, 2010. С.92.

² См.: Нуреев Р.М., Маркин Е.В. Олимпийский деловой цикл как экономический институт/ В сб.: Институциональная экономика: развитие, преподавание, приложения: материалы международной конференции. Вып.1. М.: ГУУ, 2009.

³ См.: Балацкий Е.В. Роль оптимизма в инновационном развитии экономики// «Общество и экономика», №1, 2010.

⁴ См.: Полтерович В.М. Механизм глобального экономического кризиса и проблема технологической модернизации// «Журнал Новой экономической ассоциации» (<http://journal.econorus.org/jsup.phtml?id=21>).

⁵ См.: Бауман З. Текучая современность. СПб.: Питер, 2008; Балацкий Е.В. «Текучая современность» Зигмунта Баумана// «Капитал страны», 12.05.2010.

К числу относительно новых экономических циклов относятся и *приватизационные циклы*, под которыми понимается колебание доли государственного сектора в экономике. Для разных стран длительность данного цикла составляет 25–45 лет¹. По своей сути данный цикл является структурным, свидетельствуя о рекомбинации ролей частного и государственного секторов. С точки зрения своей продолжительности приватизационный цикл занимает промежуточное положение между инвестиционными циклами, не превышающими 25 лет, и технологическими циклами, длительность которых, как правило, не меньше 45 лет. Именно этот тип экономических циклов и будет находиться в центре нашего внимания.

Следует обратить внимание и на то обстоятельство, что «новые» экономические циклы имеют довольно прозрачную экономическую интерпретацию по сравнению с классическими циклами. Более того, они обладают таким важным качеством, как хорошая идентифицируемость. Поясним эту мысль.

Дело в том, что многие из хрестоматийных циклов являются в основном умозрительными, ибо их чрезвычайно трудно идентифицировать. Например, до сих пор само существование технологических волн Кондратьева ставится под сомнение. Это связано с двумя моментами. Во-первых, совершенно очевидно, что цикл Кондратьева не является универсальной экономической конструкцией, ибо он проявляется отнюдь не во всех странах, а только в странах-лидерах. Так, в Руанде или в Бурунди смена технологических укладов не просматривается, и говорить о наличии там кондратьевской волны просто бессмысленно. Во-вторых, проверка наличия данного цикла в мировой экономике представляет собой чрезвычайно сложную, если не сказать сомнительную, процедуру. Так, среди последних работ такого рода можно отметить статью С. Циреля, где для подтверждения гипотезы наличия цикла Кондратьева использован спектральный анализ². Однако даже в этом случае остаются сомнения, ибо нет итогового показателя, по которому можно было бы напрямую определить рассматриваемый цикл; по темпам прироста ВВП это делается косвенными методами, которые и вызывают постоянное недоверие.

Пожалуй, еще сложнее дело обстоит с инвестиционными циклами, которые воочию также не наблюдаемы. Например, согласно М. Абрамо-

¹ См.: Балацкий Е.В., Екимова Н.А. Типология приватизационных циклов// «Общество и экономика», №9-10, 2007; Балацкий Е.В., Екимова Н.А. Влияние конкуренции на длительность и амплитуду приватизационного цикла// «Общество и экономика», №1, 2009.

² См.: Цирель С.В. Кондратьевские циклы и эффективность экономической политики// «Капитал страны», 03.01.2010.

вицу, строительные циклы С.Кузнеця существовали только в США и только в период с 1870 до 1913 гг.¹

В отличие от названных циклов приватизационный цикл легко зафиксировать, ибо само его определение предполагает циклическое движение доли государственного сектора в общей занятости. Таким образом, приватизационный цикл является вполне реальным феноменом, а не абстрактным фантомом.

Еще одной важной и в общем нерешенной проблемой является увязка всех известных экономических циклов в единую систему. Надо сказать, попытки «протянуть» между собой различные циклы предпринимались давно. Например, еще У.С. Джевонс связывал бизнес-цикл с 11-летним циклом солнечной активности². Из числа последних работ можно отметить исследования И. Ганиевой, в которых рассматривается связь между фазами кондратьевского цикла с важнейшими инновациями в сельском хозяйстве Сибири, а также связь между колебаниями в валовом производстве сельскохозяйственной продукции и качественными и количественными сдвигами в факторной оснащенности отрасли; кроме того, И. Ганиевой прослеживается связь между урожайностью сельскохозяйственных земель (природными циклами) и вовлеченностью факторов производства (экономическими циклами)³. В этом же русле лежит работа П. Грицюка, посвященная определению методами фрактального анализа цикличности в урожайности озимой пшеницы в различных регионах Украины⁴.

Сегодня множественность экономических циклов обостряет проблему их взаимосвязи. В каком-то смысле экономисты сегодня стоят перед проблемой, которая аналогична той, перед которой оказались физики XX века в момент безудержного «размножения» элементарных частиц. Для объединения всех частиц в рамках универсальной теории физики-теоретики создали вместо квантовой механики квантовую электродинамику. По всей видимости, экономисты должны сделать что-то подобное.

¹ См.: Грачёв Г.А. Эволюция цикличности хозяйственной деятельности и прогнозирование кризисов// «Журнал экономической теории», №1, 2010. С.92.

² См.: Нуреев Р.М., Маркин Е.В. Эти разные олимпийские игры// «Terra Economicus», №3, Т.7, 2009. С.18.

³ См.: Ганиева И.А. Факторы циклического развития аграрного сектора Сибири// «Капитал страны», 19.01.2010; Ганиева И.А. Роль инноваций в циклическом развитии экономики Сибири// «Капитал страны», 05.03.2010.

⁴ См.: Грицюк П.М. Предпрогнозный аналіз рядів урожайності озимої пшениці/ В сб.: Анализ, моделирование, управление, развитие экономических систем: Научные труды III Международной школы-симпозиума АМУР-2009. Под ред. М.Ю.Куцкого, А.В.Сигала. Симферополь, ОО «ДЭН», 2009.

В данной работе мы не ставим перед собой излишне амбициозные задачи и ограничимся попыткой увязать в рамках единой схемы лишь два цикла – *цикл занятости и приватизационный цикл*. Первый из них понимается как циклическое (колебательное) движение уровня безработицы (занятости), второй – как волновое движение доли занятых в государственном секторе экономики. Попытку моделирования «жизни» двух разных циклических процессов в рамках одной теоретической конструкции следует рассматривать как важный эксперимент, направленный на понимание более общего процесса «рождения» множества разнородных экономических циклов в рамках одной социальной системы.

2. Трехэлементная модель национального рынка труда. К настоящему моменту уже накоплен значительный опыт построения *двухэлементных динамических моделей*, описывающих взаимодействие государственного и частного секторов экономики¹. Методологической основой такого моделирования является построение двух динамических дифференциальных уравнений, описывающих взаимодействие соответствующих кадровых популяций – занятых в государственном и частном секторах. Подобная равновесная модель несет в себе черты хорошо известной модели В. Вольтерра, которую иногда называют моделью типа «хищник-жертва». Наиболее плодотворные приложения в экономике данная модель получила при исследовании рынка труда².

Одним из главных результатов подобного моделирования стало установление существования в построенных прикладных страновых моделях колебательных режимов, которые трактуются как приватизационные циклы. Данный факт имеет большое теоретическое значение, ибо выявленные циклы являются эндогенными и порождаются непосредственно процессом конкуренции между двумя секторами. Однако для такого рода моделей характерен явный недостаток, заключающийся в отсутствии учета численности безработных, который образует своего рода буфер, куда могут перераспределяться избыточные кадры из обоих секторов. Следовательно, в двухэлементных моделях остается за бортом рассмотрения общий итог экономического роста, состоящий в расширении или сокра-

¹ См.: Балацкий Е.В., Екимова Н.А. Типология приватизационных циклов// «Общество и экономика», №9-10, 2007; Балацкий Е.В., Екимова Н.А. Влияние конкуренции на длительность и амплитуду приватизационного цикла// «Общество и экономика», №1, 2009.

² См.: Коровкин А.Г., Наумов А.В. Социально-экономические проблемы формирования рациональной занятости// «Экономика и математические методы», №5, 1990; Коровкин А.Г., Лапина Т.Д., Полежаев А.В. Согласование спроса на рабочую силу и ее предложения: федеральный и региональный аспекты// «Проблемы прогнозирования», №3, 2000; Коровкин А.Г. Динамика занятости и рынка труда: вопросы макроэкономического анализа и прогнозирования. М.: МАКС Пресс, 2001.

щении безработицы. Между тем на сегодняшний день имеется богатая практика построения многоэлементных нелинейных моделей, в которых фигурирует большое число переменных и уравнений¹. В связи с этим возникла идея объединения этих двух подходов в целях построения более общей, *трехэлементной динамической модели* развития национальной экономики².

Исходя из сказанного, рассмотрим три сегмента национального рынка труда: X – численность занятых в государственном секторе; Y – численность занятых в негосударственном секторе; Z – численность безработных. Под занятыми понимается среднегодовое число лиц, которые в рассматриваемый период выполняли оплачиваемую работу по найму, а также приносящую доход работу не по найму как с привлечением, так и без привлечения наемных работников. Численность безработных понимается и оценивается по методологии Международной организации труда (МОТ).

Правомерно предположить, что между этими тремя элементами имеются некие сложные перекрестные связи, которые могут быть отражены тремя динамическими уравнениями. В дальнейшем наша задача будет состоять в нахождении искомых трех уравнений соответствующей спецификации, которые основывались бы на исследовании ретроспективных данных российской экономики.

Забегая вперед, заметим, что трехэлементная XYZ-модель принципиально расширяет рамки анализа двухэлементной XY-модели. Дело в том, что расширенная модель теоретически позволяет получить не только приватизационные циклы, но и циклы занятости, тем самым увязывая между собой качественно различные циклические процессы. В свою очередь это может пролить свет на то, существует ли какая-то связь между двумя циклами или нет.

3. Дифференциальная и разностная схемы моделирования: экономика России. Нами уже отмечалось, что раньше были осуществлены

¹ См.: Карпова О.В., Андреев В.В. Моделирование динамики социально-экономической системы на основе модели типа «хищник-жертва»/ Математика. Компьютер. Образование: Сб. научн. трудов. Том 1. М.-Ижевск: НИЦ «Регулярная и хаотическая динамика», 2007; Андреев В.В., Карпова О.В. Математическое моделирование социально-экономических процессов в России конца XX и начала XXI вв.// «Нелинейный мир», №12, Т.5, 2007; Андреев В.В., Ярмулина О.О. Математическое моделирование динамики социально-экономической системы (на примере России)// «Нелинейный мир», №6, Т.7, 2009; Андреев В.В., Васильева Е.А. Математическое моделирование и исследование динамики социально-экономической системы России// «Известия Российской академии естественных наук. Дифференциальные уравнения», №14, 2009.

² Данная идея была высказана В.В.Андреевым, за что авторы приносят ему искреннюю благодарность.

вполне успешные попытки построения динамических моделей межсекторальной конкуренции. Однако их важная особенность состояла в том, что они строились в дифференциальной форме, т.е. в виде регрессионных моделей, представляющих собой дискретные аналоги дифференциальных уравнений. Между тем совершенно очевидно, что можно пойти и другим путем, строя регрессионные зависимости в виде разностных уравнений. Сказать априори, какой из этих двух способов лучше, нельзя. В связи с этим необходимо опробовать оба указанных способа. Это позволит не только выбрать лучший результат, но и даст информацию о предпочтительности того или иного метода для решения похожих задач. Таким образом, задача построения альтернативных моделей имеет общеметодологическое значение.

Основной принцип формирования искомой системы уравнений состоит в отыскании эконометрических зависимостей, проходящих необходимые статистические тесты на пригодность. Расчеты для России проводились на основе данных Росстата, для США – на базе данных Бюро статистики по труду¹.

Сначала рассмотрим более традиционный метод построения динамической модели в дифференциальной форме. Экспериментальные расчеты для российской экономики за период 1992-2007 гг. включительно позволили получить следующие зависимости:

$$\Delta X = -1.045 X + 0.017 XY + 0.048 XZ \quad (1)$$

(0.104) (0.002) (0.008)

$$N=15; R^2=0,923; E=3,5.$$

$$\Delta Y = -37.702 - 0.299 Y + 0.033 YZ + 0.043 XZ \quad (2)$$

(12.762) (0.093) (0.016) (0.010)

$$N=15; R^2=0,698; E=3,5.$$

$$\Delta Z = 0.016 ZX - 0.011 ZY \quad (3)$$

(0.005) (0.003)

$$N=15; R^2=0,425; E=10,5.$$

В моделях (1)-(3) использованы следующие обозначения: R^2 – коэффициент детерминации; N – число наблюдений; E – средняя ошибка аппроксимации (в процентах от фактического значения); под коэффициентами регрессий в скобках указаны значения стандартных ошибок. Построенные модели прошли основные статистические тесты. Учитывая, что в некоторых уравнениях отсутствует свободный член и R^2 перестает играть роль надежного индикатора, мы специально рассчитываем сред-

¹ См.: www.gks.ru – официальный сайт Федеральной службы государственной статистики (Россия); <http://stats.bls.gov/> – официальный сайт Бюро статистики по труду (Bureau of Labor Statistics) (США).

ную ошибку аппроксимации, малая величина которой (менее 7%) служит достаточным аргументом в пользу адекватности построенной модели. При полученных высоких значениях коэффициента детерминации и умеренных значениях ошибки аппроксимации опасность эффекта автокорреляции остатков минимальна.

Анализируя точность эконометрических зависимостей (1)-(3), можно видеть, что самым гибким элементом модели является государственный сектор – у него самый высокий коэффициент детерминации. Можно сказать, что динамика госсектора почти полностью определяется его собственной деятельностью и взаимодействием с двумя другими элементами системы – частным сектором и трудовым резервом. Гораздо хуже ситуация с частным сектором, который отнюдь не полностью зависит от двух других элементов системы; примерно 30% его дисперсии зависит от каких-то иных факторов, не учитывающихся в нашей модели. И совсем слабо связан с другими элементами системы рынок резервных кадров; посторонние факторы определяют почти 58% его дисперсии. Это говорит о том, что именно контингент безработных является «слабым звеном» модели, ибо его динамика обусловлена большим числом экзогенных для нашей модели факторов.

Значения ошибки аппроксимации подтверждают сделанные выводы. Так, для контингентов государственного и негосударственного секторов ошибка находится в зоне допустимых значений (до 7%), тогда как для безработных она становится слишком большой (более 10%).

Экспериментальные расчеты для динамической модели в разностной форме позволили получить следующие зависимости:

$$X_{t+1} = 0.476 X_t + 0.008 X_t Y_t + 0.027 X_t Z_t \quad (4)$$

(0.027) (0.001) (0.004)

N=15; R²=0,999; E=1,7.

$$Y_{t+1} = 1.073 Y_t - 0.030 Y_t Z_t + 0.037 X_t Z_t \quad (5)$$

(0.073) (0.013) (0.011)

N=15; R²=0,997; E=4,5.

$$Z_{t+1} = 6.030 + 3.871 Z_t - 0.058 Z_t X_t - 0.060 Z_t Y_t \quad (6)$$

(1.480) (0.745) (0.016) (0.013)

N=15; R²=0,905; E=5,6.

Здесь используются прежние обозначения с учетом того, что t – время (год). Построенные модели также прошли основные статистические тесты.

Какие же выводы вытекают из моделей (1)-(3) и (4)-(6)?

Во-первых, точность разностных зависимостей (4)-(6) гораздо выше, чем дифференциальных (1)-(3). Это подтверждается и коэффициентом детерминации, и ошибкой аппроксимации. Более того, по параметру

ошибки аппроксимации все зависимости модели (4)-(6) могут считаться «хорошими», в то время как в модели (1)-(3) зависимость для безработных попадает в разряд «плохих». Тем самым можно сделать предварительный вывод о предпочтительности разностной схемы моделирования.

Во-вторых, в модели (4)-(6) просматривается та же иерархия в точности моделирования разных элементов системы, что и в модели (1)-(3). Это свидетельствует о правильном уяснении диспозиции системных элементов. При этом, хотя модель (1)-(3) и обладает более низкой точностью и надежностью, она позволяет более выпукло отобразить взаимозависимость трех кадровых контингентов.

Любопытно, что большая предсказуемость госсектора вытекает и из того факта, что спецификация правых частей уравнений (1) и (4) совпадает. Следовательно, обнаруженная зависимость является *инвариантной относительно используемой схемы моделирования*. Относительно частного сектора ситуация немного ухудшается, проявляясь в исчезновении свободного члена правой части (2) при переходе к (5). И еще большие искажения наблюдаются для контингента безработных, для которых в правой части (6) появляются свободный член и компонент Z по сравнению с (3). Образно выражаясь, можно сказать, что госсектор жестко «связан» системными связями, тогда как частный сектор повязан связями более слабыми, а контингент безработных имеет тенденцию к разрыву связей и дрейфу за пределы моделируемой системы.

4. Цикл занятости и приватизационный цикл в России: идентификация существования. Модель (1)-(3) представляет собой три дискретных аналога дифференциальных уравнений, которые позволяют легко проводить рекуррентные расчеты и тем самым прогнозировать динамику переменных на сколь угодно большой период, исходя из сложившегося режима функционирования системы. Модель (4)-(6) представляет собой три разностных уравнения, позволяющих проводить такие же рекуррентные расчеты на будущий период. Однако сразу оговоримся, что такие траектории следует воспринимать не в качестве реальных прогнозов, а скорее в качестве некой *экстраполяции* установившегося режима на будущий период для лучшего понимания особенностей системной динамики.

Отдельного пояснения требует факт необходимости экстраполяции для определения наличия экономических циклов. Дело в том, что ретроспектива пока не дает достаточно данных о циклических процессах. Можно сказать, что циклы во взаимодействии государственного и частного секторов только нарождаются, а потому и «поймать» такой цикл можно только искусственно «удлинив» временные ряды путем объединения ретроспективных данных с экстраполируемой перспективой.

Чтобы идентифицировать наличие приватизационного цикла, необходимо определить форму временной траектории структурного коэффициента $\mu = X/(X+Y)$. Для идентификации цикла занятости достаточно определить форму траектории коэффициента $v = Z/(X+Y+Z)$. Длина цикла определяется по его крайним точкам – между двумя соседними минимумами или между двумя максимумами.

Имея дифференциальную и разностную модели, осуществим экспериментальные расчеты по той и по другой. Каковы же содержательные итоги расчетов?

Оказывается, дифференциальная модель (1)-(3) дает чрезвычайно противоречивые результаты. Так, расчеты показывают, что в России постепенно идет формирование приватизационного цикла и в 2009 г. доля госсектора μ достигает своего дна. После этого начинается резкое движение вверх, которое в 2013 году, после ознаменования завершения тенденции, знаменуется обрушением вниз в зону отрицательных значений (рис. 1). Формально такой исход означает исчезновение госсектора, а вместе с ним и государства. Следовательно, согласно данному прогнозу, система уже к 2013 году идет в «разнос» и прекращает свое существование.

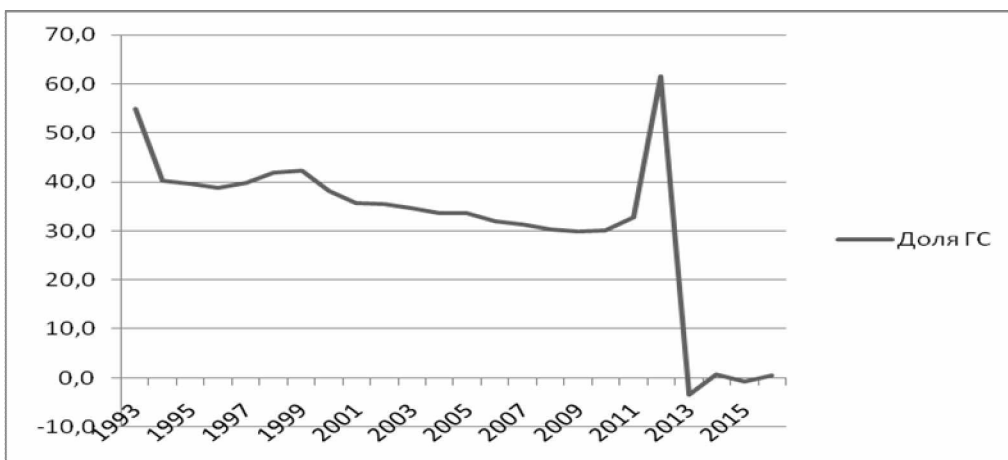


Рис.1. Траектория доли государственного сектора России (μ) по модели (1)-(3).

В отношении динамики уровня безработицы v модель (1)-(3) дает не менее сомнительные результаты. Так, в ретроспективе – в 1998 году – был зафиксирован максимум безработицы, после чего шло ее долгое и стабильное уменьшение. Согласно же прогнозным расчетам, в 2012 году происходит очередной взлет уровня безработицы вверх с ее последую-

щим падением в 2013 году в отрицательную зону (рис. 2). Такая ситуация вообще не имеет осмысленной интерпретации, в связи с чем ее следует отвергнуть.

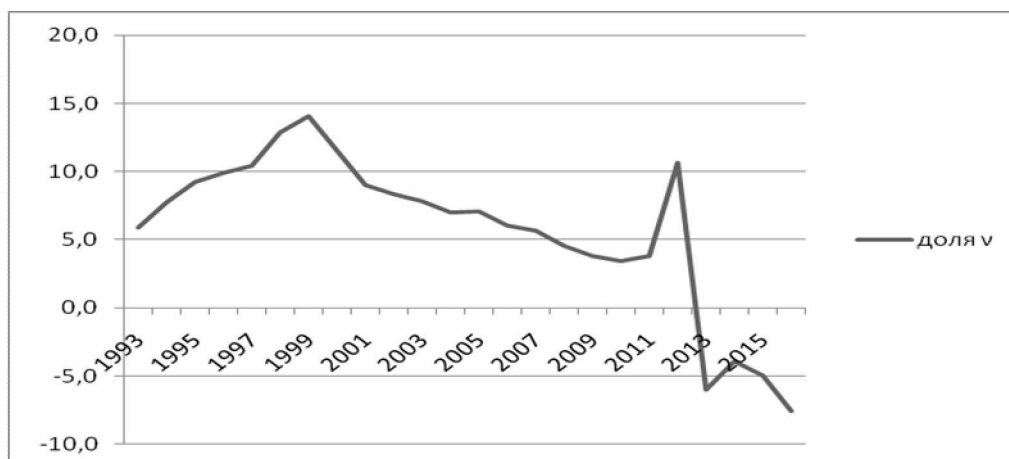


Рис. 2. Траектория уровня безработицы России (v) по модели (1)-(3)

Похоже, что столь ненадежные результаты расчетов продуцируются низкой точностью и неустойчивостью дифференциальной модели (1)-(3).

Каковы же результаты расчетов по разностной модели (4)-(6)?

Расчеты временной траектории структурного коэффициента μ показывают, что данный приватизационный цикл в России просматривается на довольно длительном периоде. Так, начавшаяся еще в 1990-х годах тенденция к сокращению доли госсектора продолжится вплоть до 2022 года, когда будет достигнут ее некий локальный минимум, после чего снова начнется ее довольно быстрый рост. После 2030 года прогноз «расплывается» из-за того, что начинает себя проявлять режим с обострением с присущей ему потерей прогностической и экстраполяционной способности модели (рис. 3). В целом же построенная трехэлементная разностная модель довольно четко фиксирует *наличие приватизационного цикла*, что само по себе является довольно интересным результатом, т.к. ранее на базе двухэлементной модели такой цикл для России не проявлялся¹. По всей видимости, трехэлементная модель все же является более чувствительной к возможным разворотам траектории структурного коэффициента μ , нежели двухэлементная модель без контингента безработных.

¹ См.: Балацкий Е.В. «Текущая современность» Зигмунта Баумана// «Капитал страны», 12.05.2010; Балацкий Е.В., Екимова Н.А. Типология приватизационных циклов// «Общество и экономика», №9-10, 2007.

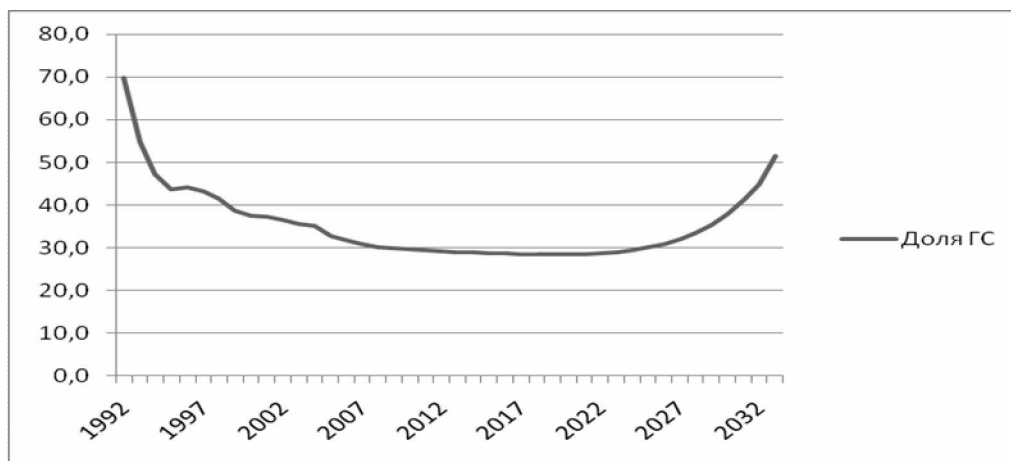


Рис. 3. Траектория доли государственного сектора России (μ) по модели (4)-(6)

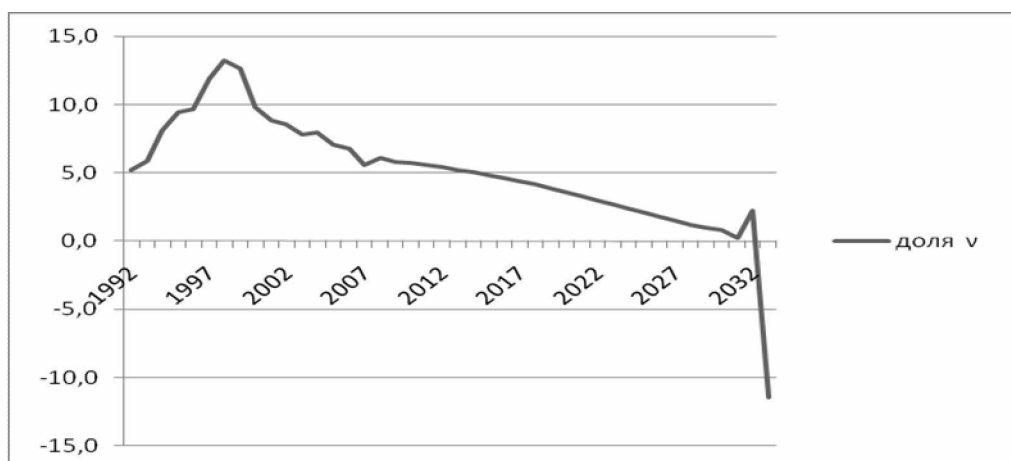


Рис. 4. Траектория уровня безработицы России (v) по модели (4)-(6)

Расчеты траектории коэффициента v показывают, что цикл занятости в России также хорошо просматривается. Достигнув в 1998 году своего локального максимума, уровень безработицы стабильно снижается вплоть до 2030 года, за пределами которого прогноз данного показателя также начинает «расплываться» (рис. 4). Таким образом, построенная разностная трехэлементная модель фиксирует еще и наличие цикла занятости, что является принципиальным обогащением двухэлементной модели секторальной конкуренции государственного и частного секторов.

В целом, проведенные экспериментальные расчеты подтвердили значительное преимущество разностной схемы моделирования по срав-

нению с ее дифференциальным аналогом. И хотя разностная модель также имеет ограниченную аналитическую способность, ее все же можно плодотворно использовать на ограниченном периоде прогнозирования.

Однако все сделанные выводы базируются на очень ограниченном эмпирическом материале. Чтобы придать большую надежность тезису о приоритете разностной схемы моделирования, необходимо его подкрепить какими-то дополнительными статистическими данными. Воспользуемся для этого временными рядами для наиболее интересной экономики мира – экономики США.

5. Дифференциальная и разностная схемы моделирования: экономика США. Как и ранее, сначала рассмотрим динамическую модель в дифференциальной форме. Экспериментальные расчеты для экономики США за период 1950–2008 гг. включительно позволили получить следующие зависимости:

$$\Delta X = 0.063 X - 0.0001 XY - 0.004 XZ \quad (7)$$

(0.005) (0.00006) (0.0007)

$$N=49; R^2=0,852; E=1,1.$$

$$\Delta Y = 0.433 Y - 0.004 YZ - 0.012 XY \quad (8)$$

(0.096) (0.001) (0.003)

$$N=49; R^2=0,384; E=2,2.$$

$$\Delta Z = 0.040 ZX - 0.008 ZY \quad (9)$$

(0.019) (0.003)

$$N=49; R^2=0,106; E=39,0.$$

Анализируя точность эконометрических зависимостей (7)-(9), не сложно прийти к выводу, что здесь просматриваются те же зависимости, что и для российской экономики. Лучше всего поддается описанию государственный сектор – у него самый высокий коэффициент детерминации и самая незначительная ошибка аппроксимации. С частным сектором ситуация гораздо хуже, хотя все характеристики точности остаются в норме. Сегмент безработных по-прежнему является «слабым звеном» модели: коэффициент детерминации для него сохраняет значимость, но ошибка аппроксимации становится недопустимо большой. Фактически именно третья зависимость модели (7)-(9) не позволяет использовать ее в прикладных целях. Погрешности, даваемые уравнением (9), обесценивают довольно неплохие результаты, даваемые уравнениями (7) и (8).

Таким образом, для экономики Соединенных Штатов трехэлементная модель рынка труда в дифференциальной форме, строго говоря, не проходит основные тесты и может использоваться лишь как вспомогательный аналитический инструмент.

Эконометрические расчеты для динамической модели в разностной форме позволили получить для американской экономики следующие зависимости:

$$X_{t+1} = 1.063 X_t - \frac{0.0001}{(0.00006)} X_t Y_t - \frac{0.004}{(0.0007)} X_t Z_t \quad (10)$$

N=49; R²=0,999; E=0,7.

$$Y_{t+1} = 1.037 Y_t + \frac{0.002}{(0.001)} Y_t Z_t - \frac{0.002}{(0.0008)} X_t Y_t \quad (11)$$

N=49; R²=0,999; E=1,5.

$$Z_{t+1} = 0.790 Z_t + \frac{0.089}{(0.034)} X_t \quad (12)$$

N=49; R²=0,983; E=11,0.

В целом все характеристики построенной модели удовлетворительны, за исключением зависимости (12), в которой ошибка аппроксимации оставляет желать лучшего.

В моделях экономики США проявляются те же самые эффекты, что и в моделях экономики России. Тем самым сделанный нами ранее предварительный вывод о предпочтительности разностной схемы по сравнению с дифференциальной полностью подтвердился. Кроме того, стало окончательно ясно, что контингент безработных обладает повышенной степенью свободы и слабо обусловлен динамикой занятых в двух секторах экономики. Данный факт интуитивно ясен, ибо уровень безработицы определяется экономической активностью системы, которая, в свою очередь, зависит от множества экзогенных для нашей модели факторов. Повидимому, на длинной дистанции эта «свобода» контингента безработных приводит к потере точности моделирования.

Как и для России, в экономике США наблюдается совпадение формы правых частей уравнений (7) и (10). Следовательно, зависимость для американского госсектора также является инвариантной относительно используемой схемы моделирования; относительно других элементов модели этот принцип не выполняется. Отсюда вытекает вывод о *высокой функциональной стабильности госсектора*. Похоже, что это свойство госсектора позволяет хотя бы отчасти стабилизировать и функционирование других элементов национального рынка труда. Тем самым построенные теоретические модели позволяют пролить дополнительный свет на роль государственного сектора в экономике.

Сделанный вывод усиливается еще одним обстоятельством. Дело в том, что спецификация зависимости для госсектора совпадает не только для разных схем моделирования одной и той же страны, но и для разных стран. Иными словами, *просматривается универсальность формирования самого госсектора, независимо от специфики национальной экономики*.

ки. Например, несложно видеть, что уравнения (1) и (7), так же, как и уравнения (4) и (10), совпадают с точностью до знаков модельных параметров.

Некоторая тенденция к инвариантности относительно национальной специфики экономики просматривается и в отношении частного сектора экономики. Так, уравнения (5) и (11) совпадают с точностью до знаков параметров, а уравнения (2) и (8) – с точностью до константы. Тем самым в отношении частного сектора просматривается некое «функциональное ядро», определяющее его динамику.

В отношении безработных, наоборот, проявляется слишком большая вариативность зависимостей, чтобы можно было говорить о каких-то явных закономерностях формирования этого элемента экономики. Здесь мы сталкиваемся с тем, что модель взаимодействия государственного и частного секторов экономики является относительно универсальной, тогда как модель безработицы и экономической активности сильно различается по странам мира.

Подытожим сказанное. Госсектор обладает «двойной инвариантностью»: модельной (относительно схемы моделирования) и страновой (относительно национальной экономики). Частный сектор идет как бы следом за госсектором и обладает свойством «частичной инвариантности»: при переходе к другой схеме моделирования и к другой стране наблюдается сдвиг в зависимостях за счет добавления свободного члена. Сектор безработных не тяготеет ни к какой универсальной схеме формирования и вносит основной вклад в расбалансирование системы взаимосвязей между тремя элементами рынка труда.

6. Цикл занятости и приватизационный цикл в США: идентификация существования. Построенные модели для рынка труда США можно использовать для экстраполяции двух параметров: структурного коэффициента μ и масштабного коэффициента v . Однако огромная ошибка аппроксимации в модели (9) делает бессмысленным какие-либо прикладные расчеты с дифференциальной моделью (7)-(9). Искажения, идущие со стороны безработицы, скорее всего, настолько сильно деформируют все искомые траектории, что пользоваться полученными расчетами будет нельзя. В связи с этим ограничимся экстраполяцией траекторий только по модели (10)-(12).

Прежде чем перейти к расчетам, остановимся на ретроспективных данных.

На экономике США гораздо лучше просматривается главная зависимость между приватизационным циклом и циклом занятости. Так, с 1959 г. на один приватизационный цикл в США приходилось шесть цик-

лов занятости¹. Таким образом, эти два цикла представляют собой качественно несопоставимые колебания с совершенно различной частотой и амплитудой. При этом длительность приватизационного цикла в США составляет примерно 49 лет (с 1959 по 2008 гг.), тогда как длительность цикла занятости – в среднем 8 лет². Между тем амплитуда цикла занятости составляет 6,8 процентных пункта, а приватизационного цикла – 3,9 п.п. Следовательно, цикл занятости по сравнению с приватизационным циклом является более амплитудным, но менее длительным. При этом построенная модель (10)-(12) довольно хорошо улавливает все изменения тенденций во всех показателях, включая частые развороты в доле безработных. Это означает, что трехэлементная динамическая модель способна эффективно воспроизводить траектории двух разноплановых циклов. Данный факт позволяет использовать такого рода модели не только как теоретические конструкции для объяснения тех или иных явлений, но и для прикладных расчетов.

Каковы же итоги прогнозных расчетов по разностной модели?

Расчеты траекторий коэффициентов μ и ν показывают, что после 2009 г. в США формируются гладкие тенденции в сторону их уменьшения. Экспериментальные прогоны вплоть до 2070 года не дают никаких изменений наметившейся тенденции. Фактически в США уменьшение доли госсектора должно сопровождаться сокращением безработицы. Возможно, второе может выступать причиной первого, однако в целом складывается впечатление, что цикл занятости и приватизационный цикл получили сильный импульс к «рассасыванию» (рис. 5-6). Скорее всего, данный результат следует интерпретировать как сильное движение в сторону ослабления государства в экономике. Однако такой вывод не может распространяться на длительный срок, и наметившаяся тенденция через некоторое время, скорее всего, изменится.

¹ Это несопоставимо с Россией, где имеется один цикл занятости и один неполный приватизационный цикл.

² Строго говоря, в США наблюдается три затухающих цикла в 29, 10 и 8 лет (рис. 5). При такой трактовке можно говорить о сближении приватизационного цикла и цикла занятости по величине их периода.

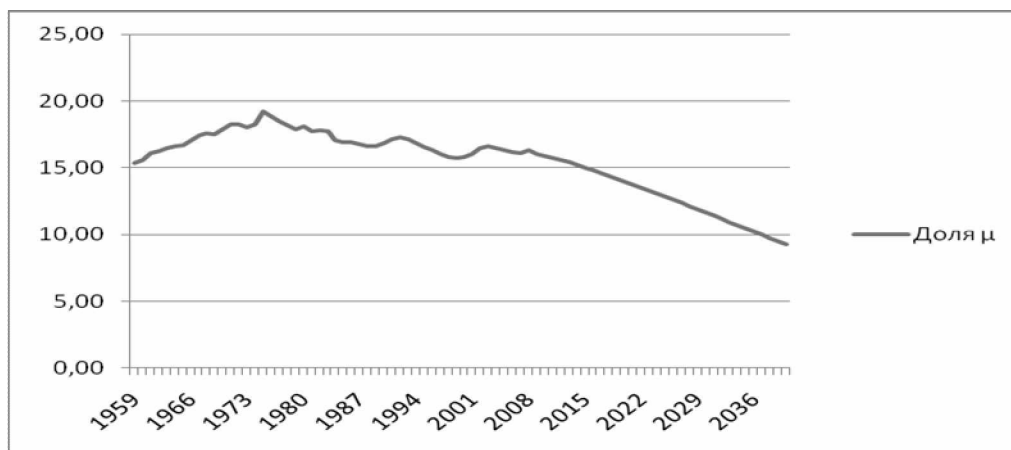


Рис. 5. Траектория доли государственного сектора США (μ) по модели (10)-(12)

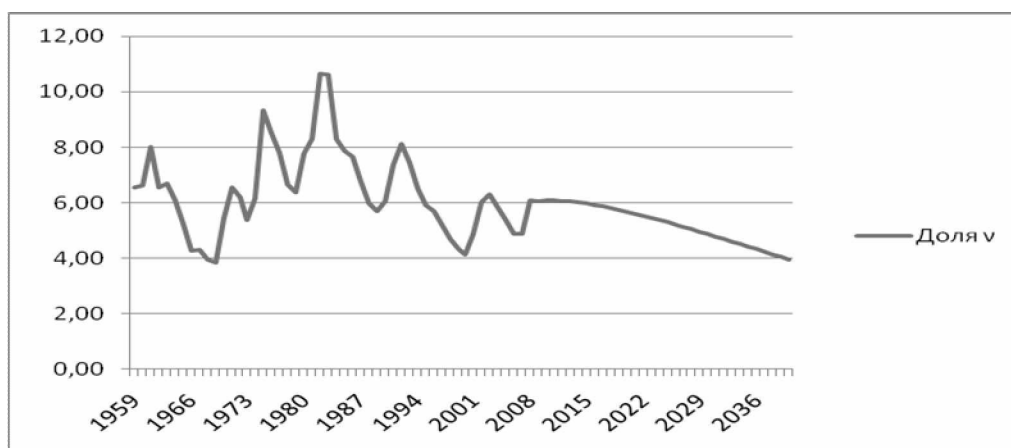


Рис. 6. Траектория уровня безработицы США (ν) по модели (10)-(12)

Сказанное подводит к пониманию того, что нелинейные динамические модели не могут использоваться для долгосрочного прогнозирования. Они, скорее, должны служить для уяснения общей направленности процесса. Таким образом, построенные модели служат, прежде всего, целям теоретического осмысления функционирования экономики и лишь в редких случаях их можно использовать для сканирования будущего.

7. Нелинейная равновесная модель как генератор циклов. В моделях (4)-(6) и (10)-(12) непосредственно «переплетаются» между собой цикл занятости и приватизационный цикл. Так как оба цикла генерируются в рамках одной модели, то это дает основания предполагать, что их можно изучать в рамках единого механизма и понять их глубинную взаимосвязь. Однако даже поверхностное наложение траекторий указанных

двух циклов говорит об отсутствии каких-либо явных корреляций между ними. Все экстремальные точки двух траекторий рассогласованы во времени, а сами траектории не похожи по форме. На первый взгляд, этот факт выглядит странным, ибо экономическая логика требует, чтобы увеличение безработицы шло в унисон с увеличением доли госсектора. Однако, как оказывается, это предположение является слишком простым, чтобы выполняться в явном виде.

В связи с данным обстоятельством можно сформулировать предварительный тезис о том, что сложные динамические модели способны генерировать «изнутри себя» целую гамму циклов, различных как по своей природе, так и по длительности. По сути дела, построенная модель выступает в качестве своеобразного генератора двух гармоник (квазициклических траекторий), которые при взаимном наложении дают некую экономическую результирующую. При этом сами гармоники, как это ни парадоксально, могут быть не связаны какой-либо простой зависимостью. По всей вероятности, здесь мы сталкиваемся с системным свойством, известным как упорядоченный хаос. Если же в подобных моделях увеличивать число элементов, то, скорее всего, будет увеличиваться и число генерируемых ею циклов. Иными словами, *многоэлементные динамические равновесные модели могут порождать широкий спектр экономических циклов*, которые между собой будут связаны только внутренними связями; внешне эти связи просматриваться не будут.

Сказанное невольно подводит к аналогии со спектральным анализом и разложением функции в ряд Ж. Фурье. Как любая функция может быть представлена в виде суммы синусоид, среди которых есть несколько наиболее значимых, определяющих ее поведение, также и сложная нелинейная модель может генерировать множество циклов, среди которых некоторые могут иметь основополагающее значение.

В принципе потенциальное число циклов, содержащихся в n -элементной модели, должно быть равно $n-1$. Однако в реальности число вложенных в модель циклов будет гораздо меньше. Это связано с тем, что, во-первых, не все макроэкономические переменные подчиняются волновой динамике, а во-вторых, сами циклы должны быть связаны не только внутренней логикой, но и размерностью. Так, будет методологической небрежностью пытаться соединить структурные циклы, наподобие рассмотренных нами цикла занятости и приватизационного цикла, и инвестиционные или деловые циклы, индикаторы которых исчисляются в абсолютных значениях. Аналогичная коллизия возникнет при соединении физических и финансовых агрегатов (например, численности занятых и объема ВВП).

Ранее уже был сделан генеральный методологический вывод: модели в разностной форме дают гораздо лучшие результаты, чем модели в дифференциальной форме. Однако этот вывод не является абсолютным и он справедлив только для той трехэлементной модели, с которой мы имели дело выше. Между тем при изучении приватизационных циклов в разных странах на основе двухэлементной модели мы получили прямо противоположный результат. Похоже, что какие-то общие рекомендации здесь невозможны.

Помимо чисто теоретических аспектов модели (4)-(6) и (10)-(12) имеют и важное прикладное значение. Так, с их помощью можно заранее «нащупать» возможные развороты в структуре рынка труда и степени его напряженности. При этом эти модели нуждаются в дополнительной калибровке. Дело в том, что в своей нынешней конфигурации данная модель, по-видимому, может использоваться только для получения структурных оценок – μ и ν . Это связано с тем, что на длинных прогнозных траекториях они начинают генерировать завышенные абсолютные значения величины рабочей силы. Так, согласно расчетам, к 2030 году численность показателя $X+Y+Z$ в России доходит до 154 млн человек по сравнению с 80 млн человек в 2009 году. Такие гипертрофированные значения выходят за границы реальности, что предполагает введение в модель экзогенного ограничителя величины рабочей силы. Иными словами, в модели следует предусмотреть процедуру корректировки всех трех переменных на каждом расчетном шаге с учетом, например, экзогенного прогноза о демографическом и миграционном приросте рабочей силы. В этом случае разностные модели (4)-(6) и (10)-(12) могут претендовать на более адекватное отражение будущих изменений на национальном рынке труда.
