

# МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИЕ РАСЧЕТЫ

## **А. В. Воронцовский<sup>1</sup>**

докт. экон. наук, профессор кафедры экономической кибернетики Санкт-Петербургского государственного университета

## **Е. В. Гиленко<sup>2</sup>**

канд. экон. наук, доцент кафедры экономической кибернетики Санкт-Петербургского государственного университета

## **Е. В. Петрова<sup>3</sup>**

студентка экономического факультета Санкт-Петербургского государственного университета

## **ПРОБЛЕМЫ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ЭКОНОМИЧЕСКОГО РОСТА В УСЛОВИЯХ ВОЗДЕЙСТВИЯ ВНЕШНИХ ШОКОВ**

Теория экономического роста является одним из центральных разделов современной макроэкономики. При этом само понятие экономического роста еще не полностью исследовано экономистами<sup>4</sup>, современные подходы к его анализу очень сильно различаются: начиная со статистического и эконометрического моделирования и заканчивая стохастическим моделированием экономического роста и моделями вычислимого общего равновесия. В современных условиях экономической рост часто заменяется спадом, возрастает степень его неопределенности, обусловленная усиливающимся влиянием внешних шоков, что характерно для развития экономики в начале XXI в. Достаточно привести пример мирового экономического кризиса 2008 г., влияние которого на развитие экономики отдельных стран и регионов ощущается по настоящее время, вследствие чего официальные ведомства регулярно пересматривают свои прогнозы относительно роста реального валового внутреннего продукта (ВВП) стран на текущий период. Проблема моделирования и прогнозирования экономического роста в этих условиях является актуальной как для развивающихся стран Азии и Африки, так и для стран с развитой экономикой, таких как США, Япония и страны Европы. Возникает задача применения современных экономико-математических методов, позволяющих повысить качество прогнозирования реального ВВП страны в посткризисный период и обоснования перспектив их дальнейшего экономического роста.

Можно отметить, что после определенного затишья в 1970-х гг. возрождение интереса к проблеме экономического роста в макроэкономических исследованиях началось с середины 1980-х гг. как следствие накопления результатов эм-

<sup>1</sup> Эл. адрес: [avorontsovskiy@econ.pu.ru](mailto:avorontsovskiy@econ.pu.ru)

<sup>2</sup> Эл. адрес: [e.gilenko@econ.pu.ru](mailto:e.gilenko@econ.pu.ru)

<sup>3</sup> Эл. адрес: [petrovaekaterina.mme@gmail.com](mailto:petrovaekaterina.mme@gmail.com)

<sup>4</sup> Под экономическим ростом, с одной стороны, часто понимают увеличение реального ВВП за определенный период, с другой стороны — увеличение реального выпуска на душу населения.

пирических разработок и развития теории макроэкономической динамики, микроэкономики, теории отраслевых рынков, теории общественного сектора и т. п. Основным направлением новых экономических исследований стала теория эндогенного роста, в которой факторами, оказывающими наибольшее воздействие на экономический рост, являются эндогенные показатели макроэкономики: уровень образования, степень открытости экономики, развитость инфраструктуры, объем государственных расходов.

Первыми работами, посвященными теории эндогенного роста, которые впоследствии сформировали основу для целой серии исследований в данной сфере, стали работы П. Ромера (Romer, 1986), Р. Лукаса (Lucas, 1988), С. Ребело (Rebelo, 1991), объясняющие источники роста в форме внешних эффектов практического обучения и человеческого капитала.

В качестве следующего направления развития теории экономического роста можно отметить обоснование воздействия форм учета и достигаемых результатов исследований и разработок на экономический рост. Наиболее значимые результаты исследований, посвященных данной проблематике, представлены в работах П. Ромера (Romer, 1990), Ф. Эгиона и П. Хоуитта (Aghion, Howitt, 1992), Г. Гроссмана и Э. Хелпмана (Grossman, Helpman, 1991), которые в итоге заложили основы теории инноваций как фактора экономического роста. Также одной из наиболее популярных тем стала попытка объяснить различия в темпах роста между странами и причину стабильно высокого роста через эндогенные технологические изменения, международную торговлю и открытость стран. Для этого были рассмотрены различные модификации постановок моделей роста с учетом международного разделения труда, распространения технологий, как посредством торговли, так и непосредственного продвижения технологий и их заимствования менее развитыми странами. Можно отметить известные модели Г. Гроссмана и Э. Хелпмана (Grossman, Helpman, 1991), Р. Барро и Э. Сала-и-Мартина (Barro, Sala-i-Martin, 2004), С. Базу и Д. Вейла (Basu, Weil, (1998), Р. Лукаса (Lucas, 1993).

Кроме развития новых направлений теории экономического роста, подверглись основательному пересмотру некоторые из существующих теорий. Например, были получены новые результаты и выводы относительно теории реальных деловых циклов. Так, современная макроэкономика больше не рассматривает колебания выпуска как некоторую комбинацию детерминированных циклов разной длины, а предполагает, что отклонения динамики выпуска связаны с влиянием внешних шоков различного размера и характера. Данной теме был посвящен ряд серьезных исследований. В частности, можно выделить исследования, результаты которых представлены в работах О. Бланшара (Blanchard, 1981), Ф. Кидланда и Э. Прескотта (Kydland, Prescott, 1980), Ч. Нельсона и Ч. Плоссера (Nelson, Plosser, 1982).

В целом это привело к тому, что указанные исследования послужили основной появлению двух конкурирующих теорий: теории стационарности динамики выпуска продукции и теорий, пытающихся объяснить влияние возникающих шоков на тенденции развития экономики. Основное внимание во второй группе теорий обращается на обоснование и формы проявления внешних не стохастических шоков, вызывающих существенные изменения в траекториях макроэкономического роста, влияние которых существенно усиливается в условиях современной глобализации. В качестве примера достаточно отметить воздействие условий мирового экономического кризиса на экономику практических всех стран мира.

Разрешение подобных проблем предполагает, с одной стороны, совершенствование постановки моделей роста, а с другой — неизбежно связано с эмпирическим

анализом макроэкономического развития и обоснованием возможных преобразований траекторий роста с учетом реального развития экономических процессов и воздействия внешних шоков. При этом эмпирический анализ играет даже более существенную роль, поскольку существующие постановки моделей экономического роста основаны на парадигме роста, что в определенной степени противоречит условиям развития современной экономики. В истории развития макроэкономического моделирования можно отметить определенные периоды времени, например, в 1980—1990-е гг., когда по сравнению с 1960—1970-ми гг. гораздо большее внимание при моделировании экономического роста уделялось эмпирическим исследованиям и анализу соотношения между теоретическими выводами и конкретными экономическими результатами (Воронцовский, 2006).

В данной статье рассматриваются возможности анализа особенностей и прогнозирования динамики ВВП России и шести европейских стран: Дании, Нидерландов, Норвегии, Финляндии, Франции и Швеции — в посткризисный период и построение соответствующих прогнозов роста реального ВВП с учетом возможных шоковых воздействий в период мирового экономического кризиса. В качестве математического аппарата используется классическая теория нестационарности временных рядов и авторегрессионных моделей. На ее основе осуществляется построение указанных прогнозов роста ВВП с учетом функций отклика на внешнее воздействие и учет степени персистентности внешних шоков. В соответствии с поставленной задачей в статье рассматриваются современные методы учета реакции развития экономики (динамики ВВП) на внешние шоки (экономические кризисы), а также представлены результаты проведенного эмпирического исследования по данным указанных стран.

### 1. Современные теории реакции выпуска продукции на внешние шоки

Динамика реального ВВП страны всегда имеет определенную тенденцию развития, и это сегодня уже ни у кого не вызывает сомнения. При этом одна из ключевых проблем заключается в том, какова будет реакция динамики ВВП на проявление внешнего шока. В теории экономического роста внешний шок считается *персистентным* (англ. *persistent*), если его влияние на динамику ряда сохраняется в течение длительного времени (Campbell, Mankiw, 1987b), т. е. приводит к значительным изменениям предшествующей траектории роста и не позволяет вернуться к ней в будущем. Свойство персистентности напрямую соответствует условию нестационарности временного ряда, достаточно широко используемому в эконометрике (Gujarati, 2004). Как отмечается, нестационарные временные ряды обладают свойством бесконечного сохранения «памяти о шоках». Таким образом, с эконометрической точки зрения речь идет о том, описывается ли тенденция развития ВВП уравнением детерминированного или стохастического тренда. Это важно не только с точки зрения применения в последующем соответствующих статистических процедур — ответ на этот вопрос имеет и конкретные экономические интерпретации и приложения. Так, например, если логарифм реального ВВП следует уравнению линейного детерминированного тренда, то модель экономического роста предполагает не только постоянный темп роста ВВП, но и тот факт, что все отклонения динамики ВВП от траектории долгосрочного развития будут носить лишь временный характер. В таких случаях говорят о временных внешних шоках.

Напротив, если динамика реального ВВП описывается уравнением стохастического тренда, то одномоментные шоки будут иметь перманентный характер (или, как принято говорить в таких случаях, временной ряд будет «помнить

о шоках»). Тогда даже при условии сохранения постоянных темпов роста результатом внешнего шока будет развитие уже некоторой новой траектории. В таких случаях говорят о перманентном внешнем шоке.

Временные и перманентные внешние шоки имеют различную макроэкономическую интерпретацию. Перманентные шоки, как правило, ассоциируются с шоками совокупного предложения (такими, как изменение технологии или научно-техническим прогрессом в целом), временные же шоки — с шоками совокупного спроса (такими, как фискальная или денежная политика). Соответственно, воздействие фискальной или денежной политики будет иметь лишь краткосрочный момент, не влияя на реальные показатели, в том числе на экономический рост в долгосрочной перспективе (как следует из принципа классической дихотомии). С другой стороны, технологические шоки, как правило, рассматриваются как перманентные, способные вывести экономику на более высокую траекторию развития. Учитывая сказанное, очевидно, что вопрос о том, каким конкретным уравнением и какого типа описывается динамика реального ВВП, является основным при построении макроэкономических прогнозов.

Проблема внешних шоков играет определяющую роль при анализе экономических циклов. Традиционные кейнсианские и монетаристские теории предполагают, что циклические флуктуации выпуска страны порождаются временными шоками. Соответственно, политика, направленная на стабилизацию, может успешно противодействовать экономическим спадам, сглаживая экономическую нестабильность без серьезных последствий для экономики в долгосрочной перспективе.

Противоположная точка зрения высказывается в рамках теории реальных деловых циклов (англ. *real business cycle theory* — *RBC*), относящейся к макроэкономической школе новых классиков. Данная теория интерпретирует колебания выпуска продукции как результат технологических шоков. Основное отличие теории реальных деловых циклов, разработанной Ф. Кидлэндом и Е. Прескоттом, состоит в том, что в ее рамках рассматриваются в качестве причин или источников экономических циклов так называемые реальные шоки. Речь идет о тех отклонениях в реальном секторе экономики, которые находят свое отражение в изменениях тех или иных параметров производственной функции, а также оказывают воздействие на решения о расходах и сбережениях потребителей или домашних хозяйств (Kydland, Prescott, 1982). Сторонники теории RBC большую роль отводят шокам, связанным с производственной функцией, или так называемым шокам производительности. К их числу относят появление новых товаров или методов управления; изменения в структуре и качестве труда и капитала; преобразование государственного регулирования экономики; резкие колебания погодных условий и любые другие факторы, которые оказывают влияние на производительность. В рамках этой теории предполагается, что экономический подъем вызывается благотворными шоками производительности, а спады и сокращения производства — неблагоприятными шоками производительности. В рамках данной теории номинальные шоки, связанные с изменением спроса и предложения денег, не рассматриваются или отводятся на задний план. С точки зрения этой теории любая экономическая политика, направленная на стабилизацию экономики, будет изначально безуспешной, что показывают разработанные в рамках этой теории модели (Romer, 2006). Однако эмпирическое обоснование подобных моделей не всегда может быть выполнено.

На сегодняшний день далеко не самым главным является вопрос о том, какой тип шока имеет место — разумно предполагать, что одновременно могут возникать шоки обоих типов. Основная проблема в том, насколько сильны относительные эффекты этих шоков. И современные исследования идут именно

в этом направлении. Разрабатываются модели экономического роста, которые предполагают наличие переменных, характеризующих как перманентные, так и временные шоки, т. е. модели, учитывающие наличие стохастических траекторий, например модели стохастического экономического роста.

Учитывая возможность перманентных шоков, с эконометрической точки зрения большое значение имеет оценка влияния внешнего шока, т. е. оценка того, определяет ли внешний шок очередной виток цикла (временный шок) или новую долгосрочную тенденцию экономического роста (перманентный шок). Это достаточно сложная задача, которая не имеет в настоящее время однозначного решения. Если экономика страны является достаточно развитой, то, как показывают исследования, ее экономический рост проявляется всегда с учетом тех или иных форм ее циклического развития. При этом в современных условиях идет речь о поиске математического закона процесса, породившего тот или иной временной ряд (англ. *data generating process*). И эта проблема нахождения наиболее корректного описания математического закона процесса, породившего временной ряд (в данном случае ряд ВВП рассматриваемой страны), имеет, как указано выше, целый ряд вполне конкретных экономических последствий.

Современная макроэкономика предполагает, что экономика выводится из состояния равновесия шоками различного размера и характера с относительно случайной периодичностью, после чего происходит распространение воздействия данных шоков. Указанные выше макроэкономические школы отличаются друг от друга гипотезами о природе шоков и о механизмах их распространения (Romer 2006, p. 176).

Можно выделить две основные теории, определяющие динамику макроэкономических показателей. Во-первых, это *теория стационарности динамики ВВП*. Сторонниками теории стационарности динамики выпуска являются многие авторитетные ученые, в том числе О. Бланшар, М. Уотсон (Blanchard, Watson, 1986), Ф. Килланд, Э. Прескотт (Kydland, Prescott, 1982)). С точки зрения данной теории выделяются два фундаментальных предположения относительно динамики реального ВВП страны:

- внешние шоки, влияющие на динамику выпуска, — ассоциируются с шоками совокупного спроса;
- колебания реального ВВП — представляют собой временные отклонения выпуска от детерминированной тенденции, отражающей потенциальную динамику ВВП. Так, макроэкономические шоки не могут в значительной степени повлиять на прогноз реального ВВП страны, скажем, на 5 или 10 лет.

В рамках данной теории предполагается, что в долгосрочной перспективе экономика достигает своего естественного уровня выпуска, следовательно, временной ряд, описывающий динамику реального ВВП, возвращается на исходную траекторию. Отметим, что данные предположения относительно динамики реального ВВП лежат в основе многих монетаристских и неокейнсианских теорий (см. Campbell, Mankiw, 1987a, p. 876).

Во-вторых, речь идет о *теории персистентности шоков*. Мотивацией к жесткой критике взглядов теории стационарности динамики выпуска послужило появление новых методов эконометрического анализа нестационарных временных рядов, таких как тест на наличие единичного корня Дикки—Фуллера (Dickey, Fuller, 1981). Впервые подобные методы анализа временных рядов использовали в своих исследованиях Ч. Нельсон и Ч. Пlossер (Nelson, Plosser, 1982). Они показали, что процесс, соответствующий динамике реального ВВП США, не является стационарным, а в долгосрочном периоде влияние макроэкономических шоков на его поведение сохраняется, что, в свою очередь, указывает на наличие в колебаниях ВВП некоторой перманентной составляющей.

После работы Ч. Нельсона и Ч. Пlossера многие исследователи стремились дать количественную оценку персистентности в колебаниях выпуска. Так, например, Дж. Кэмпбелл и Г. Мэнкью (Campbell, Mankiw, 1987b) в качестве оценки меры персистентности предложили значение, к которому стремится прогноз логарифма выпуска в долгосрочном периоде. Данная оценка позволяет ответить на следующий вопрос: на какую величину следует изменить прогноз выпуска в долгосрочном периоде, если выпуск сегодня оказался на 1% выше ожидаемого. Было показано, что в случае стационарности динамики реального ВВП данная мера персистентности равна 0%; если же динамика выпуска соответствует случайному блужданию, то мера принимает значение 1%. Основную идею данной меры Дж. Кэмпбелл и Г. Мэнкью поясняют следующим образом. Рассмотрим временной ряд логарифма реального ВВП и предположим, что процесс, его описывающий, может быть приведен к стационарному виду путем взятия первой разности. Напомним, что первая разность логарифма приблизительно соответствует темпам роста величины. Следовательно, стационарный процесс, соответствующий темпам роста выпуска, можно представить в виде бесконечного процесса скользящего среднего следующим образом:

$$\Delta y_t = \mu + A(L)\varepsilon_t = \mu + \sum_{k=0}^{\infty} A_k \varepsilon_{t-k}, \quad (1)$$

где  $A(L)$  — бесконечный полином лагового оператора;  $\mu$  — константа;  $\varepsilon_t$  — белый шум.

Влияние единичного шока, возникшего в некоторый период времени  $t$ , на темпы роста реального ВВП в периоде времени  $(t+k)$  будет равно  $A_k$ . Воздействие данного шока в целом на уровень выпуска продукции в том же периоде составит  $1 + A_1 + \dots + A_k$ . Общий эффект от воздействия единичного шока на динамику данного временного ряда будет равен бесконечной сумме этих коэффициентов. В своей работе Дж. Кэмпбелл и Г. Мэнкью показали, что данная сумма коэффициентов, которую авторы обозначили  $A(1)$ , является достаточно хорошей оценкой меры персистентности. Несложно видеть, что для случайного блуждания  $A(1) = 1$ , и в этом случае внешние шоки приводят к перманентному сдвигу ожидаемого уровня развития реального ВВП. В случае стационарности динамики выпуска вокруг детерминированного тренда показатель  $A(1) = 0$ .

Для большинства процессов, моделирующих изменение выпуска продукции, которые были рассмотрены Кэмпбеллом и Мэнкью, мера персистентности превышала 1. Следовательно, согласно данному подходу, если происходит отклонение выпуска от долгосрочной тенденции, то следует ожидать дальнейшего отклонения его динамики в том же направлении.

Дж. Кохрейн предложил непараметрический способ оценки меры персистентности колебаний реального ВВП через дисперсию его долгосрочных разностей (Cochrane, 1988). При данном подходе мера персистентности может быть представлена как отношение дисперсий:

$$V = \frac{1}{k+1} \frac{\text{Var}(y_{t+k+1} - y_t)}{\text{Var}(y_{t+1} - y_t)}, \quad (2)$$

где  $\text{Var}(y_{t+k+1} - y_t)$  — дисперсия величины, полученной как разность соответствующих значений  $y_{t+k+1}$  и  $y_t$  ( $(k+1)$ -я разность).

Если случайный процесс  $y_t$  соответствует случайному блужданию, то можно показать, что дисперсия  $(k+1)$ -й разности данного процесса будет равна дисперсии первой разности, умноженной на коэффициент  $(k+1)$ . Следовательно, для случайного блуждания данная дробь будет равна 1. Для любого же стационарного вокруг детерминированного тренда временного ряда дисперсия  $(k+1)$ -й

разности при больших значениях  $k$  стремится к удвоенной дисперсии этого ряда. Следовательно, при больших  $k$  дробь (2) будет стремиться к 0. Таким образом, Дж. Кохрейн предложил использовать в качестве оценки меры персистентности предел дроби (2).

Заметим, что для простейших случаев стационарного процесса и случайного блуждания использование обеих мер персистентности приводит к одинаковым результатам. Тем не менее две эти меры не совпадают. Можно показать, что квадратный корень из меры персистентности Кохрейна является нижней границей для меры  $A(1)$  (см. (Campbell, Mankiw, 1987b)). Следовательно, чем более предсказуемо поведение процесса, тем больше будет разница между двумя мерами.

## 2. Исходные данные и последовательность расчетов

Для проведения расчетов нами взяты квартальные данные динамики реального ВВП ряда европейских стран<sup>1</sup>, а также России<sup>2</sup>. В данной статье наряду со странами Европы с «малой» открытой экономикой: Дания, Нидерланды, Норвегия, Финляндия и Швеция, рассматриваются также Франция и Россия. Под «малой» понимается экономика, которая представляет небольшую долю мирового рынка. Для нее уровень процентных ставок, динамика цен на внутреннем рынке, норма прибыли, инвестиционные потоки и т. п. полностью определяются тенденциями мирового рынка, сама же экономика слишком мала, чтобы оказывать значительное влияние на мировую процентную ставку (Абель, Бернанке, 2010, с. 246).

На рис. 1 представлена динамика реальных поквартальных ВВП шести выделенных стран за период с 2001 по 2011 гг. По данным графикам можно сказать, что динамика реального ВВП каждой из шести стран обладает ярко выраженной сезонностью и тенденцией, перелом которой происходит в середине 2008 г. вследствие мирового экономического кризиса. Также по результатам визуального анализа можно отметить, что мировой экономический кризис в разной степени повлиял на экономику рассматриваемых стран.

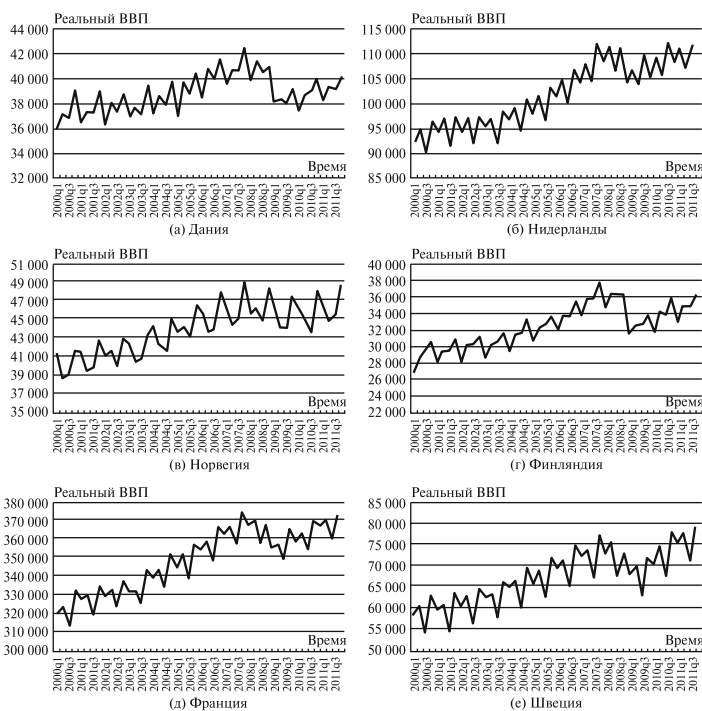
Наиболее резкий спад наблюдается в таких странах, как Дания, Финляндия и Швеция. В Нидерландах и Франции снижение реального ВВП также значительно. В наименьшей степени влияние кризиса заметно в Норвегии. При этом можно отметить, что для ряда стран, в том числе Нидерландов, Норвегии и Франции, реальный ВВП в 2011 г. достиг докризисного уровня, а для Швеции — даже его превысил. Но одновременно в течение десяти кварталов после резкого падения ВВП в период кризиса 2008 г. выпуск ни одной из рассматриваемых европейских стран не вернулся на изначальную (докризисную) линию тренда, а развивается с некоторой новой тенденцией, которая существенно отличается от тенденции предшествующего периода.

Одновременно можно отметить, что размер ВВП для Норвегии, Нидерландов и Франции достиг в конце 2011 г. докризисного уровня, а для Швеции — даже немного превысил этот уровень. В то же время ВВП Дании и Финляндии не достигает в указанный период докризисного уровня. Это позволяет утверждать, что кризис по-разному воздействует на возможности экономики отдельных стран вернуть докризисный уровень ВВП и меняет траектории их развития.

Аналогичные выводы могут быть сделаны и относительно динамики реального ВВП России (рис. 2).

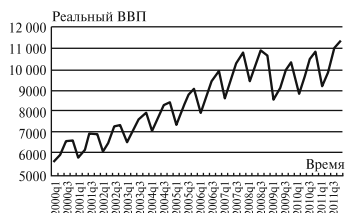
<sup>1</sup> epp.eurostat.ec.europa.eu — официальный сайт статистического бюро Европейского сообщества (Евростат).

<sup>2</sup> www.gks.ru — официальный сайт Федеральной службы государственной статистики России (Росстат).



**Рис. 1.** Динамика реальных поквартальных ВВП «малых» экономик стран Европы (млн евро, в ценах 2000 г.)

Источник: Евростат: [ec.europa.eu/eurostat](http://ec.europa.eu/eurostat)



**Рис. 2.** Динамика реального поквартального ВВП России, млн руб. (в ценах 2008 г.)

Источник: Росстат.

Временной ряд ВВП России также обладает ярко выраженной сезонностью и тенденцией. В долгосрочной перспективе, после резкого падения в период кризиса 2008 г., ряд не возвращается на исходную линию тренда, а развивается по некоторой новой траектории. Можно предположить, что и в динамике ВВП России, и в динамике ВВП каждой из шести европейских стран присутствует некоторая перманентная компонента. Соответственно возникает необходимость в построении адекватных эконометрических моделей для динамики временного ряда ВВП Дании, Нидерландов, Норвегии, Финляндии, Франции, Швеции и России с целью дальнейшего их прогнозирования.

Ввиду специфики статистических данных разных стран, анализ динамики реального ВВП, построение авторегрессионной модели и расчет прогнозного значения по росту ВВП на 2012 г. ведется по докризисным периодам несколько



отличающихся объемов. Кроме того, кризисные периоды для стран также несколько отличаются. С учетом данных факторов все рассматриваемые страны были разделены на три группы (табл. 1). Отмеченные особенности эмпирических данных были учтены при проведении анализа характера нестационарности временных рядов и построении соответствующих эконометрических моделей. Полученные результаты представлены ниже. Необходимо отметить, что использование в расчетах квартальных данных, с одной стороны, позволяет проанализировать определенную цикличность динамики выпуска рассматриваемых стран, а с другой стороны, требует особенного подхода к анализу динамики рассматриваемых рядов данных.

Таблица 1

#### Периоды проведения расчетов

	Докризисный период		Кризисный период	
	начало	конец	начало	конец
Норвегия, Франция	I кв. 2000 г.	II кв. 2008 г.	III кв. 2008 г.	II кв. 2009 г.
Дания, Нидерланды, Финляндия, Швеция	I кв. 2000 г.	II кв. 2008 г.	III кв. 2008 г.	I кв. 2009 г.
Россия	I кв. 2000 г.	III кв. 2008 г.	IV кв. 2008 г.	II кв. 2009 г.

Источник: расчеты авторов.

В соответствии со сказанным выше в рамках данной статьи выполняется следующая последовательность расчетов.

1. Поскольку для всех рассматриваемых рядов данных характерна ярко выраженная сезонность, для приведения рядов к стационарному виду нами проводится тест на сезонную нестационарность с целью определения правильного их преобразования.

2. После определения типа сезонной нестационарности временных рядов и приведения их к стационарному виду формируется ARMA-модель преобразованных временных рядов, которая используется для прогнозирования дальнейшего поведения ВВП с учетом имитируемого шока.

3. После построения адекватной ARMA-модели для каждого из рассматриваемых временных рядов реального ВВП на докризисном интервале в начале кризисного периода производится имитация внешнего шок в размере наблюдавшегося в действительности в начале кризисного периода отклонения ВВП для каждой страны. Целью данного этапа, на основе анализа функции отклика на импульс, является выяснение того, возвращается ли траектория реального выпуска к исходной или нет. Прогноз динамики после шока строится до конца 2014 г.

4. Поскольку для наблюдавшейся в действительности динамики временных рядов всех стран было характерно «сохранение памяти о шоке», проводятся расчеты мер персистентности для всех рассматриваемых рядов. Кроме того, для каждой из рассматриваемых стран строится прогноз роста реального выпуска на 2012 г.

### 3. Результаты экспериментальных расчетов

В данном разделе выполним экспериментальные расчеты соответствии с указанной выше последовательностью. Результаты расчетов разделим по следующим этапам.

*Этап 1. Проверка стационарности рядов данных.*

Для выявления характера нестационарности ряда реального ВВП с учетом сезонности для каждой из рассматриваемых стран был проведен тест *HEGY*,

предложенный С. Хиллебергом, Р. Инглом, К. Грейнджером, Б. Йу (Hylleberg, Engle, Granger, Yoo, 1990).

Основное тестовое уравнение данной процедуры имеет следующий вид:

$$\Delta_4 y_t = \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \alpha_4 D_4 + \beta t + \pi_1 Z_1 y_{t-1} + \pi_2 Z_2 y_{t-1} + \pi_3 Z_3 y_{t-2} + \pi_4 Z_3 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta_4 y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

где  $Z_1 = (1 + L + L^2 + L_3)$ ,  $Z_2 = -(1 - L + L^2 - L_3)$ ,  $Z_3 = -(1 - L^2)$  — агрегаты лаговых операторов теста HEGY для квартальной сезонности;  $D_i$  — набор квартальных фиктивных переменных;  $\Delta_4 y_t = y_t - y_{t-4}$  — квартальная первая разность тестируемого временного ряда.

В рамках данного теста проверяются следующие гипотезы:

- гипотеза о наличии обычного единичного корня ( $H_0: \pi_1 = 0$ ); данная гипотеза проверяется на основе теста Стьюдента (тестовая статистика обозначается  $t_1$ );
- гипотеза о наличии полугодического единичного корня ( $H_0: \pi_2 = 0$ ); данная гипотеза проверяется на основе теста Стьюдента (тестовая статистика обозначается  $t_2$ );
- совместная гипотеза о наличии годового единичного корня ( $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ ); данная гипотеза проверяется на основе теста Фишера (тестовая статистика обозначается  $F_{34}$ );
- совместная гипотеза о наличии всех сезонных единичных корней ( $H_0: \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$ ); данная гипотеза проверяется на основе теста Фишера (тестовая статистика обозначается  $F_{234}$ );
- совместная гипотеза о наличии всех (обычного и сезонных) единичных корней ( $H_0: \pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$ ); данная гипотеза проверяется на основе теста Фишера (тестовая статистика обозначается  $F_{1234}$ ).

Результаты проведения теста HEGY для всех указанных временных рядов приводятся в табл. 2.

Таблица 2

### Результаты проведения теста HEGY

Страна	Россия	Дания	Нидерланды	Норвегия	Финляндия	Франция	Швеция
$t_1$	2,5291	-1,4616	-0,1827	-2,1627	2,2358	-1,7887	-2,9700
$t_2$	-0,8175	-2,7879	-2,1615	-2,2606	-2,2143	-2,3374	-2,6834
$F_{34}$	4,5983	5,5266**	4,0544	5,3803**	4,4900	5,1557	4,6978
$F_{234}$	5,6856	6,0837**	5,3397	7,9439**	5,9736	5,4491	4,7350
$F_{1234}$	8,4991	14,9776**	6,7101	15,9067**	6,1437	8,0336	9,2364

\*\* Нулевая гипотеза соответствующего теста отвергается на 5% уровне значимости.

Источник: расчеты авторов.

По результатам проверки указанных гипотез делается вывод о присутствующей в динамике ряда сезонной нестационарности и применяются соответствующие фильтры для ее исключения. Отметим, что тесты на серийную коррелированность и нормальность остатков в тестовом уравнении не выявили отклонений.

В ходе тестирования было обнаружено, что временные ряды разных стран имеют различный характер сезонной нестационарности. Так, для динамики ВВП Дании и Норвегии характерна обычная и полугодовая сезонная нестационар-

нарность. Следовательно, каждый из этих временных рядов необходимо преобразовать к стационарному виду следующим образом:

$$z_t = (1 - L^2)y_t, \quad (4)$$

где  $y_t$  — исходный (сезонно нестационарный) временной ряд;  $z_t$  — преобразованный (стационарный) временной ряд;  $L$  — оператор лага (сдвига).

В свою очередь, при проведении теста по данным экономики России, Нидерландов, Финляндии, Франции и Швеции были обнаружены как обычный, так и все сезонные единичные корни, что свидетельствует о наличии поквартальной сезонной нестационарности в динамике ВВП указанных стран. Следовательно, исходные временные ряды должны быть преобразованы к стационарному виду следующим образом:

$$w_t = (1 - L^4)y_t, \quad (5)$$

где  $y_t$  — исходный (сезонно нестационарный) временной ряд;  $w_t$  — преобразованный (стационарный) временной ряд;  $L$  — оператор лага (сдвига).

### Этап 2. Построение авторегрессионных моделей.

Преобразованные указанным выше образом временные ряды  $z_t$  и  $w_t$  являются стационарными, а значит, что для них могут быть построены соответствующие авторегрессионные модели. Результаты оценивания моделей, построенных для стационарных рядов динамики ВВП каждой из семи стран, представлены в табл. 3.

Таблица 3

### Результаты построения авторегрессионных моделей

Страна	Оцененное уравнение регрессии
Дания	$\hat{z}_t = 0,0114 - 0,8948\hat{z}_{t-2} + 0,4251\hat{e}_{t-2} + 0,536\hat{e}_{t-3}$
Норвегия	$\hat{z}_t = 0,0184 - 0,8843\hat{w}_{t-2} + 0,8835\hat{e}_{t-7}$
Нидерланды	$\hat{w}_t = 0,0004 + 1,0112\hat{w}_{t-1} - 0,4292\hat{w}_{t-2} - 0,9287\hat{e}_{t-1}$
Россия	$\hat{w}_t = 0,0188 + 0,7262\hat{w}_{t-1} - 0,8579\hat{e}_{t-7}$
Финляндия	$\hat{w}_t = -0,004 + 0,3784\hat{w}_{t-1} - 0,7024\hat{w}_{t-4} + 0,8699\hat{e}_{t-7}$
Франция	$\hat{w}_t = 0,0053 + 0,7354\hat{w}_{t-1} + 0,9139\hat{e}_{t-4}$
Швеция	$\hat{w}_t = 0,0078 + 0,7753\hat{w}_{t-1} - 0,9546\hat{e}_{t-1}$

Источник: расчеты авторов.

Для приведенных моделей формальные тесты на серийную коррелированность остатков не выявили соответствующих отклонений.

### Этап 3. Имитация кризисного шока

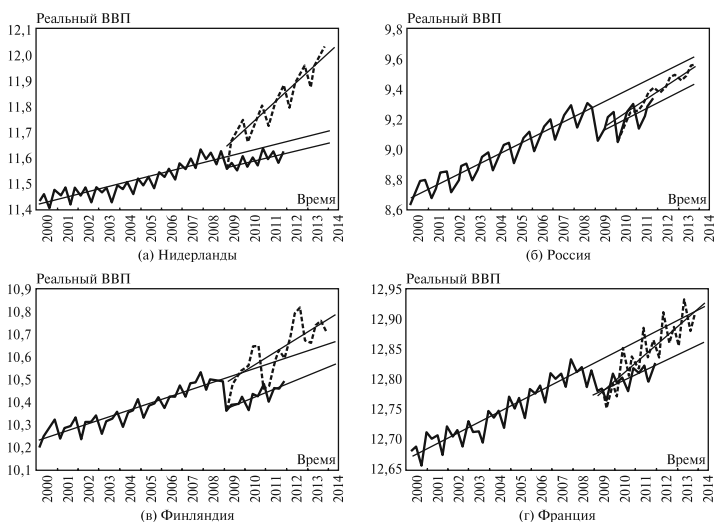
Используя реальные данные, нами были рассчитаны величины кризисных шоков для исследуемых стран. Среди стран Европы наиболее резкое падение реального ВВП наблюдается в Швеции и Финляндии. Значения суммарных шоков для данных стран равны соответственно 0,2237 и 0,2073. Наименьшее значение кризисного шока отмечается во Франции, его значение составляет 0,0772. Для России величина кризисного шока составила 0,1947. С учетом этих значений для построенных ранее авторегрессионных моделей были построены графики функции отклика на указанный шок и рассчитаны прогнозы динамики реального ВВП в посткризисный период для каждой из семи рассматриваемых стран. В результате исследования влияния внешних шоков на динамику изучаемых временных рядов ВВП, все страны были разделены на три группы в зави-

симости от характера реакции данной авторегрессионной модели на соответствующий внешний шок.

На рис. 3 представлены результаты исследования функций отклика на импульс для временных рядов ВВП Нидерландов, России, Финляндии и Франции (в скобках указана величина суммарного внешнего шока). Таким образом, видно, что если бы поведение реальных ВВП этих стран описывалось построенными авторегрессионными моделями (т. е. в них отсутствовала бы нестационарность), то их соответствующие временные ряды вернулись бы на исходные траектории.

В действительности же выпуск каждой из четырех рассматриваемых стран не возвращается к первоначальному тренду, а развивается с новой тенденцией, из чего можно предположить наличие некоторой перманентной компоненты в динамике реального ВВП. Стоит отметить, что для временных рядов логарифма реального выпуска Нидерландов и Финляндии наблюдается настолько быстрый рост (восстановление), что ряды, описываемые построенными авторегрессионными моделями, возвращаются к первоначальному тренду практически сразу после резкого падения в период кризиса. В течение последующих периодов реальные ВВП данных двух стран переходят на траектории более высокие, чем исходные. Это позволяет сделать вывод, что в моделях, построенных для этих двух стран, по всей видимости, не учтены какие-то еще существенные факторы, из-за чего данные модели не совсем корректно описывают поведение исходных временных рядов.

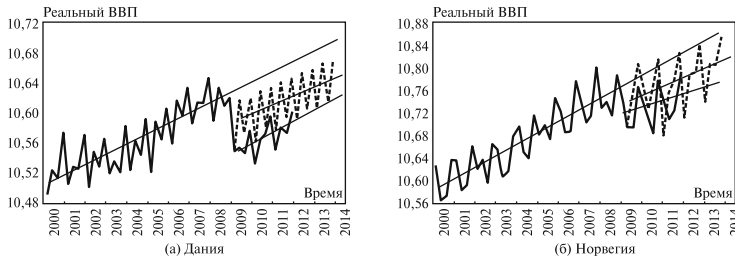
Несколько иная картина наблюдается для временных рядов ВВП Дании и Норвегии. Результаты исследования их функций отклика на внешний шок представлены на рис. 4. По графикам, приведенным на рис. 4, видно, что для данных двух стран и ряды отклика на внешний шок, и временные ряды, соответствующие фактическим данным ВВП, после резкого падения в результате кризисного шока не возвращаются на первоначальную (докризисную) траекторию, а продолжают развиваться в направлении некоторого нового тренда.



**Рис. 3. Результаты отклика на внешний шок авторегрессионных моделей реального ВВП Нидерландов, России, Финляндии и Франции:**

— ряд ВВП; ----- прогноз

Источник: расчеты авторов.



**Рис. 4. Результаты отклика на внешний шок авторегрессионных моделей реального ВВП Дании и Норвегии:**

— ряд ВВП; - - - - - прогноз

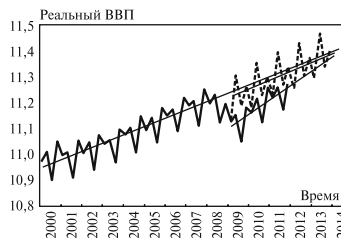
Источник: расчеты авторов.

Из этого можно сделать вывод о том, что в колебаниях реального выпуска как Дании, так и Норвегии присутствует персистентность.

На рис. 5 представлены результаты исследования реакции на внешний шок авторегрессионной модели, построенной для временного ряда ВВП Швеции. По построенному графику видно, что если поведение реального ВВП Швеции описывается данной моделью, то временной ряд ВВП почти сразу возвращается к первоначальному тренду и продолжает развиваться по тенденции исходного ряда. В свою очередь, временной ряд, соответствующий реальным данным, в долгосрочной перспективе также возвращается на докризисную траекторию, что позволяет предположить отсутствие перманентной компоненты в динамике реального выпуска Швеции либо наличие достаточно малой ее величины.

*Этап 4. Расчет мер персистентности и прогнозов роста на 2012 г.*

Для построения прогнозов роста реального ВВП России и шести рассматриваемых европейских стран в посткризисный период необходимо получить формальные оценки соответствующих мер персистентности. Для получения данных значений были использованы процедуры, описанные в разделе 2. Оценки мер персистентности на основе процедуры Кэмпбелла—Мэнкью и процедуры Кохрейна, а также прогнозы реального ВВП указанных стран на 2012 г., рассчитанные с учетом меры Кэмпбелла—Мэнкью, представлены в табл. 4. На основе полученных результатов можно сделать вывод о том, что в динамике реального выпуска продукции каждой из данных стран действительно присутствует перманентная компонента. Наибольшая оценка персистентности среди европейских стран соответствует временному ряду динамики ВВП Норвегии. Полученное значение совпадает с оценкой меры персистентности для России. Данные



**Рис. 5. Результат отклика на внешний шок авторегрессионной модели реального ВВП Швеции**

— ряд ВВП; - - - - - прогноз

Источник: расчеты авторов.

Таблица 4

**Результаты прогнозирования динамик реального ВВП России, Дании, Нидерландов, Норвегии, Финляндии, Франции и Швеции**

	Мера Кохрейна, %	Мера Кэмпбелла—Мэнкью, %	Прогноз роста реального ВВП на 2012 г., %
Дания	0,20	0,81	2,4
Нидерланды	0,72	0,18	26,7
Норвегия	0,08	1,07	1,3
Россия	1,75	1,07	3,2
Финляндия	0,43	0,96	9,2
Франция	1,68	0,53	5,4
<b>Швеция</b>	<b>0,79</b>	<b>0,25</b>	<b>10,4</b>

Источник: расчеты авторов.

оценки превышают единицу. Следовательно, стоит ожидать дальнейшего отклонения временных рядов реального ВВП России и Норвегии в том же направлении.

Также значительные величины оценок мер персистентности были получены для временных рядов реального выпуска Дании и Финляндии. Расчетные значения близки к 1. Это означает, что в долгосрочном периоде оба этих ряда будут развиваться с тенденцией, параллельной исходной. Результаты, полученные для временного ряда динамики реального ВВП Нидерландов, подтверждают сделанные ранее предположения относительно некорректного описания построенной авторегрессионной моделью поведения исходного ряда. Формальная оценка меры персистентности для данной страны оказалась небольшой, что напрямую повлияло на качество прогноза. В результате данное прогнозное значения по росту реального выпуска на 2012 г. для Нидерландов оказалось сильно завышенным.

Оценка меры персистентности, рассчитанная для временного ряда реального ВВП Швеции, оказалась значительно меньше единицы. Таким образом, следует ожидать возвращения данного ряда ВВП на исходную траекторию. Полученный результат совпадает с ранее сделанными выводами о характере поведения данного временного ряда в долгосрочном периоде.

В результате были получены прогнозы по росту реального ВВП на 2012 г. для шести европейских стран: Дании, Нидерландов, Норвегии, Финляндии, Франции и Швеции, а также прогноз по росту реального ВВП России в том же периоде. В результате прогнозные значения по росту реального ВВП на 2012 г., построенные для *Нидерландов (26,7%)*, *Финляндии (9,2%)*, *Франции (5,4%)* и *Швеции (10,4%)*, оказались сильно завышенными и существенно отличаются от официальных статистических оценок. В свою очередь, прогнозы по росту реального ВВП *Дании (2,4%)*, *Норвегии (1,3%)* и *России (3,2%)* согласуются с оценками различных статистических ведомств.

В заключение отметим, что в данной статье представлен один из подходов к анализу динамики реального ВВП страны, цель которого заключается в том, чтобы выявить источник и особенности колебаний, характерных для динамики реального выпуска. Для этого рассмотрены две конкурирующие теории: теория стационарности динамики выпуска и теория персистентных шоков. В рамках данных теорий был проведен анализ особенностей динамики реального ВВП России и специфики роста шести стран Европы: Дании, Нидерландов, Норвегии, Финляндии, Франции и Швеции, — в предкризисный, кризисный и посткризисный период и построение соответствующих прогнозов по росту реального ВВП данных стран.

Для этого был применен ряд современных эконометрических методов исследования поведения временного ряда ВВП отдельных стран. В частности, для выявления характера нестационарности временного ряда реального поквартального ВВП для каждой из рассматриваемых стран с учетом сезонности был проведен тест *HEGY*. После приведения данных рядов к стационарному виду были построены соответствующие эконометрические модели и исследована реакция каждой модели на внешний шок. В результате было показано, что в колебаниях реального ВВП России и каждой из европейских стран действительно присутствует некоторая перманентная компонента.

Пользуясь процедурой Кэмпбелла — Мэнкью, были получены формальные оценки мер персистентности для исследуемых временных рядов, с учетом которых прогнозы по росту реального ВВП России и шести данных стран Европы. Для одной группы стран, включая *Нидерланды, Финляндию, Францию и Швецию*, построенные прогнозы оказались сильно завышенными и кардинально отличающимися от официальных статистических оценок. Для другой группы стран, включающей *Данию, Норвегию и Россию*, полученные прогнозы роста реального ВВП согласуются с оценками соответствующих статистических ведомств. Это позволяет сделать вывод, что рассматриваемые методы оценки и прогнозирования экономики позволяют учесть некоторые особенности реализации реальных экономических процессов, связанные с влиянием внешних шоков. Для отдельных стран показаны возможности возврата траектории роста в послекризисный период к трендам, которые наблюдались до кризиса. Рассматриваемые методы в целом показали некоторые особенности и возможности анализа и прогнозирования макроэкономических процессов с учетом воздействия внешних шоков.

Вместе с тем указанные методы прогнозирования экономики с учетом персистентных шоков не являются полностью завершенными, требуют дальнейшей разработки и совершенствования соответствующих алгоритмов и процедур. Существенной проблемой является оценка возможного временного периода возникновения внешнего шока заранее и его воздействия на изменение тенденций развития макроэкономических показателей. Методы расчетов, представленные в данной статье, позволяют делать только *ex post*.

Учитывая возрастающее влияние случайных факторов в современной экономике, можно сделать вывод, что обоснование условий реализации и применения рассматриваемого метода прогнозирования развития экономики с учетом воздействия внешних шоков является из важнейших направлений развития теории экономического роста и практики анализа и прогнозирования в реальных условиях современной экономики.

### Источники

- Абель Э., Бернанке Б.* Макроэкономика. 5-е изд. СПб., 2010.  
*Воронцовский А. В.* Исторические аспекты моделирования экономического роста // Вестник С.-Петербургского ун-та. Сер. 5 «Экономика». 2006. Вып. 2.  
*Aghion P., Howitt P. A.* Model of Growth through Creative Destruction: NBER Working Paper N 3223. 1990 // *Econometrica*. 1992. Vol. 60. P. 323—351.  
*Barro R. D., Sala-i-Martin X.* Economic Growth. 2nd ed. Cambridge, 2004.  
*Basu S., Weil D.* Appropriate Technology and Growth // *The Quarterly Journal of Economics*. 1998. P. 1025—1054.  
*Blanchard O.J., Watson M.* Are Business Cycles All Alike? // *The American Business Cycle: Continuity and Change*. Chicago, 1986. P. 123—156.  
*Blanchard O.J.* What is Left of the Multiplier-Accelerator? // *American Economic Review Proceedings*. 1981. Vol. 71. P. 150—154.  
*Campbell J. Y., Mankiw G.* Are Output Fluctuations Transitory? // *Quarterly Journal of Economics*. 1987(a). Vol. 102. P. 857—880.  
*Campbell J. Y., Mankiw G.* Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations // *American Economic Review Proceedings*. 1987(b). Vol. 77. P. 111—117.

- Cochrane J. H.* How Big is the Random Walk Component in GNP? // *Journal of Political Economy*, 1988. Vol. 96. N 5.
- Dickey D., Fuller W. A.* Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root // *Econometrica* 1981. Vol. 42. P. 1057—1072.
- Grossman G., Helpman E.* Innovation and Growth in the Global Economy. Cambridge (MA), 1991.
- Gujarati D. N.* Basic Econometrics. 4th ed. McGraw-Hill, 2003.
- Hylleberg S., Engle R. F., Granger C.W. J., Yoo B. S.* Seasonal integration and cointegration // *Journal of Econometrics*. 1990. Vol. 44. P. 215—228.
- Kydland F. E., Prescott E. C.* A Competitive Theory of Fluctuations and the Feasibility and Desirability of Stabilization Policy // *Rational Expectations and Economic Policy*. University of Chicago Press, 1980. P. 169—199.
- Kydland F. E., Prescott E. C.* Time to Build and Aggregate Fluctuations // *Econometrica* 1982. P. 1345—1370.
- Lucas R.* Making a Miracle // *Econometrica* 1993. Vol. 61. P. 251—271.
- Lucas R.* On the Mechanics of Development Planning // *Journal of Monetary Economics*. 1988. Vol. 22. P. 3—42.
- Nelson C. R., Plosser C. I.* Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series // *Journal of Monetary Economics*. 1982. Vol. 10. P. 139—162.
- Rebelo S.* Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth // *Journal of Political Economy*. 1991. Vol.99. P. 500—521.
- Romer D.* Advanced Macroeconomics. 3d ed. N. Y., 2006.
- Romer P.* Endogenous Technical Change // *Journal of Political Economy*. 1990. Vol. 98. P. 71—102.
- Romer P.* Increasing Returns and Long-Run Growth // *Journal of Political Economy*. 1986. Vol. 94.