

Т. Ф. Палей

Казанский федеральный университет, заведующая кафедрой общего менеджмента, кандидат экономических наук (420008, г. Казань, ул. К.Маркса, д. 43; тел.: (8432)2365228; 911361@list.ru)

T. F. Palei

Kazan Federal University, The Head of General Management Department, PhD, (Kazan, K.Marksa str, 43, tel.: (8432)2365228; 911361@list.ru)

МЕТОДИКА ОЦЕНКИ ДОЛГОСРОЧНОГО ЭФФЕКТА ВЛИЯНИЯ РЕАЛИЗАЦИИ ИНФРАСТРУКТУРНЫХ ПРОЕКТОВ НА ПРОМЫШЛЕННЫЙ РОСТ

В статье выполнена оценка долгосрочного эффекта влияния реализации инфраструктурных проектов на промышленный рост методом векторной авторегрессии, примененным для построения спецификации производственной функции по типу Кобба-Дугласа с введенной компонентой инфраструктурного капитала. В статье предлагается решение проблемы выбора методики измерения инфраструктурных активов, выявляется положительный и вполне значимый эффект влияния инфраструктурного капитала на выпуск продукции. Результаты исследования подтверждают, что государственные инвестиции в инфраструктуру можно рассматривать как макроэкономический инструмент промышленного роста.

Промышленный рост, производственная функция, векторная авторегрессия, инфраструктура

METHODOLOGY OF LONG-TERM EFFECT ASSESSMENT OF INFRASTRUCTURE PROJECTS DEVELOPMENT ON INDUSTRIAL GROWTH

The article contains assessment of long-term effects of infrastructure projects on industrial growth by the method of vector autoregression used to build the

specification of the Cobb-Douglas production function in the type with the entered component of infrastructure capital. The article proposes a solution to the problem of infrastructure assets measurement, a positive and quite significant effect of infrastructure capital on output is revealed. The study confirms that public investment in infrastructure can be seen as a macroeconomic tool of industrial growth.

Industrial growth, production function, vector autoregression, infrastructure

Инфраструктурный проект – это сложный объект институционального, системного и сетевого характера, эффективность которого не ограничивается финансовыми, коммерческими и социальными критериями, с помощью которых можно традиционными способами оценить прямой экономический и социальный эффект. Поэтому традиционные методы оценки эффективности проектов (NPV, IRR, период окупаемости) в отношении инфраструктурных проектов представляются нам недостаточными.

Чтобы определить долгосрочную эффективность инвестиций в инфраструктуру, мы должны учитывать долгосрочную зависимость между расходами на инфраструктуру и выпуском промышленной продукции, а также изменения в стоимости и износе текущего запаса инфраструктурных активов. Эта долгосрочная зависимость обусловлена чувствительностью выпуска промышленной продукции к различным типам государственных инвестиций.

Исследовав труды, которые освещали оценку этих структурных отношений между экономическими тенденциями и государственными инвестициями в инфраструктуру, мы остановились на методе векторной авторегрессии (VAR), предложенном Альфредо Перейра (2000) [1] Этот метод позволяет эконометрически определить долгосрочную чувствительность выпуска промышленной продукции к объему инфраструктурных активов, численное значение которой выражает динамические эффекты которые выпуск промышленной продукции и инфраструктурный капитал оказывают друг на друга. Эти процессы позволяют нам вычислить долгосрочный постоянный эффект инвестиций в инфраструктуру на выпуск промышленной продукции.

Метод VAR позволяет нам изолировать эффект от изменений в инвестициях в инфраструктуру на выпуск промышленной продукции от эффекта, который рост выпуска имеет на инфраструктуру. Т.е. VAR не налагает ограничения каузальности. Этот метод определения долгосрочных эффектов базируется на предположении, что если в регионе уже есть сто качественных дорог, сто первая дорога, вероятно, сможет обеспечить только небольшой дополнительный экономический эффект в экономике региона. Однако, если в регионе в наличии только две дороги или дороги имеют низкое качество, третья дорога приведет к существенному экономическому эффекту.

Наш обзор используемых подходов для определения влияния инвестиций в инфраструктуру на экономический рост, выполненный на основе обзоров Pfahler (1996) [2] и Перейра (2000), позволил определить существующие тенденции в исследованиях. Наиболее распространенная модель, используемая в исследованиях, это производственная функция (таблица 1), но модели производственных функций не учитывают динамические эффекты обратной связи. Поэтому в последние годы использование метода векторной авторегрессии (VAR) набирает популярность. В итоге мы выбрали для апробации метод VAR, применяемый Перейрой (2000) для построения спецификации производственной функции по типу Кобба-Дугласа.

Таблица 1

Модели, используемые в исследованиях долгосрочного эффекта влияния инвестиций в инфраструктуру на экономический рост

Тип модели	Количество статей, в которых она применялась
Производственная функция	39
Векторная авторегрессия (VAR)	16
Совокупная производительность факторов (TFP)	7
Функция прибыли	3
Функция издержек	3
Векторная модель коррекции ошибок (VECM)	3
Норма прибыли на капитал	2

Двухшаговый метод наименьших квадратов (2SLS)	2
Метод наименьших квадратов (OLS)	1
Дифференцирование (вычисление разности; определение приращения)	1
Динамические стохастические модели общего равновесия	1
Разность между двумя соседними величинами	1

Производственная функция косвенно считает инфраструктурный капитал “внешней переменной, на которую не оказывают воздействие переменные частного сектора” [3, 302]. Таким образом, она не учитывает то, что уровень инвестиций в инфраструктуру может зависеть от экономической деятельности в промышленности. Истинное преимущество VAR перед другими подходами, используемыми в научной литературе, состоит в том, что этот метод допускает возможность динамических эффектов обратной связи (другими словами, взаимообразный эффект между инфраструктурой и выпуском продукции). Структура VAR априори не накладывает ограничения на динамические отношения, учитывая наблюдаемую обратную связь в оценках эластичности выпуска промышленной продукции к инфраструктурному капиталу [3, 303].

Коэффициенты эластичности модели представляют полный процентный пункт изменения в выпуске промышленной продукции для каждого долгосрочного накопленного процентного пункта изменения в инфраструктурном капитале, составляющих динамическую обратную связь. Другими словами, они оценивают истинную чувствительность выпуска промышленной продукции к инфраструктурному капиталу.

Мы применим простую теоретическую модель, представленную Arrow and Kurz (1970) [4]. Подобная спецификация производственной функции Кобба-Дугласа используется также во многих других исследованиях [5]. Она имеет следующий вид:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta G_t^\gamma, \quad (1)$$

где Y_t – выпуск продукции в промышленности, A_t является мерой технического прогресса, K_t – основные фонды (реальный капитал), L_t – фонд оплаты труда (частные затраты труда), и G_t – инфраструктурный капитал.

Предположением о вышеуказанной производственной функции является то, что выпуск промышленной продукции поддерживается потоком услуг от частной и государственной инфраструктуры¹.

Прологарифмировав (1) получаем:

$$\ln Y_t = \ln A_t + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \gamma \ln G_t + u_t, \quad (2)$$

Коэффициенты α , β и γ представляют собой коэффициенты эластичности результата по отношению к реальному капиталу, труду и инфраструктуре, соответственно.

Наше внимание концентрируется на γ , который используется для выявления влияния услуг, получаемых от общественной инфраструктуры, содействуя достижению более высокого уровня производительности. Обратите внимание, что в уравнении (2) не накладывается никаких ограничений на отдачу от масштаба. Таким образом, сумма коэффициентов α , β и γ может принимать любые значения, в зависимости от того, отдача от масштаба увеличивается, постоянна или убывает по всем ресурсам.

На предварительном этапе нашего исследования мы сталкиваемся с ограничениями данных. Тем не менее, по промышленному сектору Российской Федерации собраны все необходимые данные для целей нашего эмпирического анализа. Выбирая дезагрегированный (детализированный) набор данных (т.е., промышленное производство) мы преодолеваем одну из главных причин критики против оценок важности общественной инфраструктуры, суть которой заключается в том, что высокая степень агрегации неизбежно привела бы к высокой эластичности производительности относительно

¹ Нехватка данных ограничивает наши возможности оценки использования государственных услуг, полученных от общественного капитала. Однако, насколько нам известно, использование государственного капитала в качестве аппроксимации общественных услуг является доминирующим.

общественной инфраструктуры [5]. Эта критика в основном объясняется наличием возможной обратной связи выпуска продукта с общественной инфраструктурой, с предположением, что последняя может быть эндогенной переменной, которая может привести к синхронному смещению. Тем не менее, на детализированном уровне, мы не ожидаем, что объем промышленного производства определит общий запас общественной инфраструктуры. Кроме того, мы применяем спецификацию эмпирической оценки, которая позволяет всем переменным Кобба-Дугласа входить эндогенно в систему уравнений. Частота временных рядов годовая, а выборка охватывает период с 1998 по 2015 год. Данные по выпуску продукции, основным фондам (капиталу) и фонду оплаты труда были получены из ежегодного обследования промышленности Российской Федерации Госкомстатом, (различные выпуски). Во всех временных рядах учтены изменения индекса цен на промышленную продукцию.

Проблема выбора методики измерения инфраструктурных активов очень важна. Мы предлагаем количество инфраструктурных активов сначала оценить путем введения показателя запаса физического капитала. Ввиду сложности поиска статистических данных по инфраструктурным активам, считаем целесообразным принять во внимание следующие общемировые зависимости:

- доля общественного капитала в основном капитале составляет 15-17 %.
- доля общественного капитала в ВВП составляет 2-4 %.
- основная инфраструктура, определенная как шоссе, водные и канализационные системы, составляет приблизительно 60 процентов государственного и местного общественного капитала.

Исходя из вышеуказанных предположений сумму инфраструктурного капитала рассчитаем по формуле:

$$G = (\text{ВВП} * 4\% + \text{ОФ} * 17\%) : 2 * 60\% \quad (3)$$

Учитывая, что показатели, входящие в модель изменяются с течением

времени сравнительно медленно, мы следуя стандартной практике, описанной в научной литературе [6], линейно интерполировали некоторые массивы данных, в которых были пробелы.

Стоит отметить, что порядок переменных нашей модели может существенно изменить результаты анализа. Различным рекурсивным структурам VAR соответствуют различные варианты упорядочения как подчеркивает Sims (1980) [7]. Он также заявляет, что переменные, перечисленные ранее в VAR одновременно влияют на переменные, перечисленные позже, в то время как обратного не происходит. Поэтому, подходящий способ упорядочения переменных: первые по списку экзогенные, затем эндогенные. Это, по существу, требует a-priori теоретических знаний.

В нашем случае производственная функция Кобба-Дугласа предоставляет определенные теоретические рамки для нашей временной серии, где единственная эндогенная переменная - частный выпуск. Таким образом, порядок для наших переменных следующий: общественная инфраструктура, основные фонды, труд и выпуск (g , k , l , y).² Данные представляются по запросу.

Взяв за основу подход, предложенный Sims (1980) мы установили вектор, X , n потенциально эндогенных переменных и в дальнейшем мы смоделировали X_t как неограниченную векторную авторегрессию (VAR) с 3 лагами.

Подбирая лучшую модель из альтернативных, мы ориентировались на минимизацию показателей по критериям Логарифма функции правдоподобия l (Log likelihood), Акаике, Шварца. Таким образом было выявлено, что длина лага, равная 3 является достаточной для того, чтобы остатки многомерной системы стали Гауссовы, будучи нормальным распределением и не страдали от последовательной автокорреляции и гетероскедастичности.

Полученный процесс генерации данных принимает следующий вид:

² Учитывая критику в пользу эндогенности общественной инфраструктуры, мы оцениваем IRF и VDC, используя альтернативное упорядочивание: основные фонды, труд, выпуск производства и общественная инфраструктура (k , l , y и g). В этом случае общественный капитал считается наиболее эндогенной переменной VAR. IRF-схемы и VDC для данного порядка доступны по запросу.

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + u_t, \quad u_t \sim \text{IN}(0, \Sigma), \quad (4)$$

где X_t - это $(n \times 1)$ вектор, а A_k - это $(n \times n)$ матрица параметров.

В нашем эмпирическом анализе вектор X_t содержит четыре основные переменные: выпуск промышленной продукции (y), труд (l), основные фонды (k) и инфраструктурный капитал (g).

Наш следующий шаг заключается в проверке являются ли наши временные ряды стационарными во времени, т. е. обладают ли они какой-то детерминированностью или иным стохастическим трендом. Нестационарность временных рядов является причиной ложной корреляции с чисто случайной низкой частотой движений, в результате которых происходит смещение оценки, что не позволяет статистически интерпретировать оценки. Таким образом, использование нестационарных переменных может привести к ложной регрессии. Полученный результат такой регрессии может ошибочно предположить, что существует статистически значимая взаимосвязь между переменными модели, хотя в действительности на самом деле получены свидетельства одновременной корреляции, а не причинно-следственная связь.

Тест на единичный корень (таблица 2) свидетельствует, что оцененная VAR – модель стационарна, т.к. все обратные корни характеристического AR-полинома по модулю меньше единицы и находятся внутри единичного круга.

Далее исследуем модель на каузальность. Сущность теста Грейнджера заключается в следующем: переменная x является каузальной по отношению к переменной y (обозначается $x \rightarrow y$), если при прочих равных условиях значения y могут быть лучше предсказаны с использованием прошлых значений x , чем без них.

Roots of Characteristic Polynomial
 Endogenous variables: LN_G LN_K LN_L LN_Y
 Exogenous variables: C
 Lag specification: 1 3
 Date: 02/28/17 Time: 19:22

Root	Modulus
-0.952146	0.952146
0.102147 - 0.945640i	0.951141
0.102147 + 0.945640i	0.951141
0.924869	0.924869
0.510375 - 0.746418i	0.904225
0.510375 + 0.746418i	0.904225
-0.700170 - 0.490084i	0.854646
-0.700170 + 0.490084i	0.854646
0.799326 - 0.264242i	0.841871
0.799326 + 0.264242i	0.841871
-0.227014 - 0.089950i	0.244185
-0.227014 + 0.089950i	0.244185

No root lies outside the unit circle.
 VAR satisfies the stability condition.

Иначе говоря, должны выполняться одновременно два условия:

- переменная x должна вносить значимый вклад в прогноз y ;
- переменная y не должна вносить значимый вклад в прогноз x .

Если каждая из этих двух переменных дает значимый вклад в прогноз другой, то, скорее всего, существует третья переменная z , влияющая на обе переменные.

Нулевая гипотеза « x не влияет на y » заключается в одновременном равенстве нулю всех коэффициентов β . Для ее тестирования применяется обычный F-тест. Альтернативная гипотеза « y не влияет на x » тестируется аналогично, только необходимо поменять местами x и y . Для того чтобы прийти к заключению, что x влияет на y , необходимо, чтобы гипотеза « x не влияет на y » была отвергнута, а гипотеза « y не влияет на x » – принята. Если обе гипотезы отвергаются, то между рассматриваемыми переменными существует взаимосвязь, т. е. $x \leftrightarrow y$. Если же нулевые гипотезы не отвергаются, то каузальная связь между переменными отсутствует. Для установления причинно-следственной связи рассматривается соответствующая вероятность P . Для отклонения нулевой гипотезы на 5 %-ном уровне значимости необходи-

мо, чтобы значение P для соответствующей пары показателей находилось в пределах до 0,05.

Итоговые нормализованные параметры оценки нашей модели в результате коинтеграционного анализа следующие:

$$Y = L^{0,33} + K^{0,59} + G^{0,19} + 8,36 \quad (5)$$

Эффект инфраструктурного капитала g , на выпуск продукции является положительным, и вполне значимым. Один процент повышения общественной инфраструктуры увеличивает частный выход на 0,19%. Эластичность по отношению к труду и основному капиталу - 0,33 и 0,59 соответственно. Поэтому, вполне ожидаемо, что развитие инфраструктуры может повысить производительность российского промышленного сектора и обеспечивать промышленный и в целом экономический рост. Наши результаты подтверждают, что государственные инвестиции в инфраструктуру можно рассматривать как макроэкономический инструмент промышленного роста.

Причем если речь идет о целевом значении роста ВВП на 4 % в год, то рост инвестиций в инфраструктуру должен составлять 21,05 % в год, рост инвестиций и основные фонды 6,78 %, рост инвестиций в человеческий капитал 12,12 % в год.

Эмпирический анализ краткосрочной динамики с помощью VAR-модели может выявить дополнительные детали существования причинно-следственной связи между инфраструктурным капиталом и остальными переменными входящими в производственную функцию, а также может точно указать направление причинно-следственной связи. Значение лага в модели VAR мы взяли равным трем, т.к. при таком условии модель демонстрировала лучшее соответствие критериям.

Функция импульсного отклика (далее IRF)³ представлена на Рис. 1.

³ функция Impulse Response (IRF) показывает, как неожиданные изменения в одной переменной в начале влияют на другую переменную во времени. █

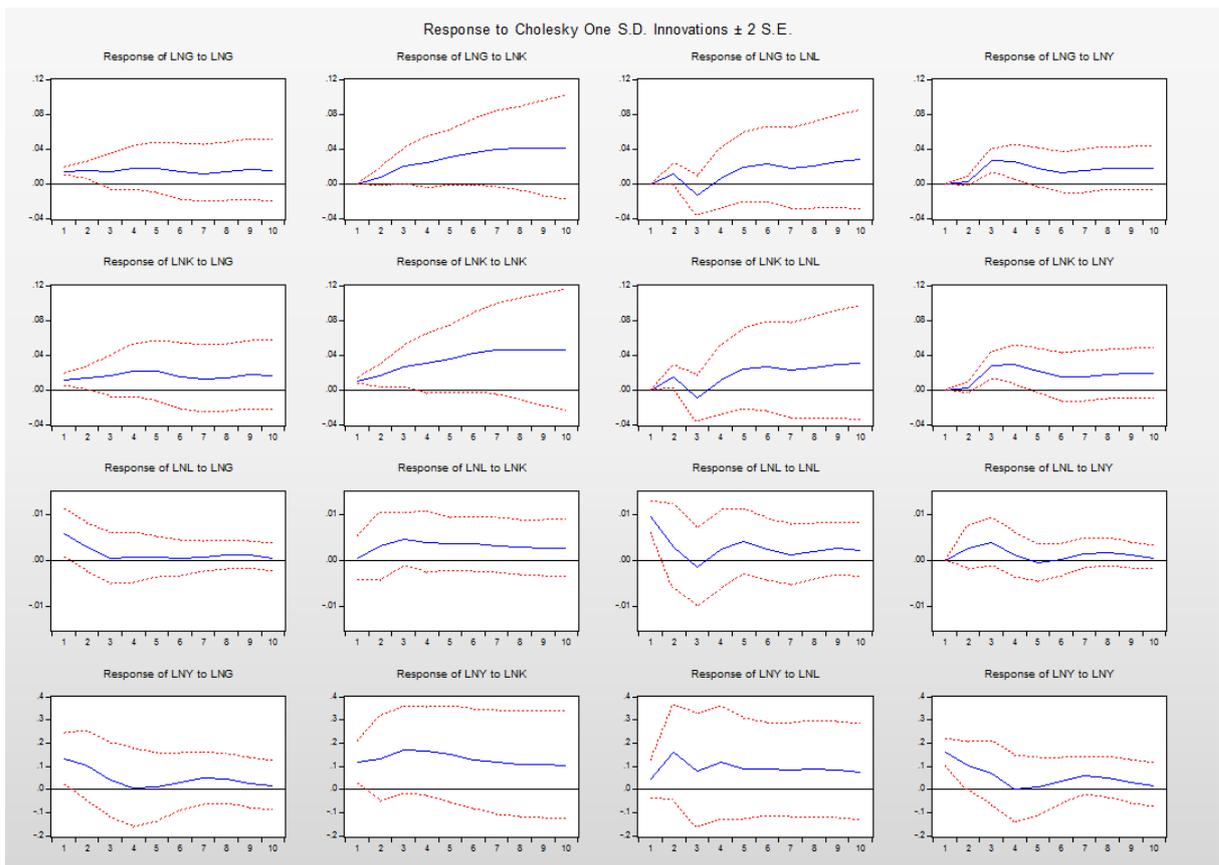


Рис. 1. Функция импульсного отклика переменных модели VAR

Рисунок 1 показывает реакцию каждой переменной VAR, к инновациям в себе и в других переменных. Стандартные отклонения доверительных границ также указаны, для того, чтобы проверить значимость реакций⁴. Период времени IRF функции, взят в размере десяти лет во избежание громоздкости, тем более что 10 лет является достаточно долгим периодом, чтобы оценить динамику взаимодействия между инфраструктурным капиталом и остальными переменными VAR.

Судя по второму квадранту на Рис.1, становится очевидным, что эффект от импульса стандартного отклонения инфраструктурного капитала на основные фонды является положительным и значительным для периода в семь лет. Впоследствии, доверительные границы становятся очень широкими, реакция основных фондов на инфраструктурный капитал незначительна. Пик реакции основного промышленного капитала на инновации в инфраструктуре происходит спустя шесть лет после первоначального импульса, за-

⁴ Если границы доверительного интервала проходят через нулевую линию или очень широкие рамки, то реакция переменной на возмущение считается незначительной.

тем стабилизируются. Этот вывод указывает, что инвестиции в инфраструктуру могут косвенно способствовать увеличению основных фондов. Основной промышленный и инфраструктурный капитал можно, следовательно, рассматривать как взаимодополняющие элементы в производстве. Также мы видим, что реакция основных фондов на один импульс стандартного отклонения инфраструктурного капитала приблизительно оценивается в 0,02 процента за семь лет. Иными словами, 1 - процентное увеличение инфраструктурного капитала вызывает 0,02% увеличения основных фондов. Мы наблюдаем из IRF эффект вовлечения (crowding in)⁵ в воздействии общественной инфраструктуры на основные фонды⁶. С другой стороны, инфраструктурный капитал реагирует на изменения в основных фондах незначительно и негативно.

Тесты коинтеграции Йохансена показали, что существует положительная в долгосрочной перспективе зависимость между инфраструктурой и производством. В литературе это отношение оспаривается наличием возможной обратной связи от выпуска промышленной продукции к инфраструктуре. Действительно, в период рецессии, когда объемы выпуска продукции и налогов невысоки, правительство в меньшей степени готово выделять средства на финансирование инфраструктурных проектов, а в период, когда экономика растет собирается больше налогов, объем государственных инвестиций также увеличивается.

Эмпирически эта точка зрения до сих пор не доказана, общественная инфраструктура все же считается экзогенной переменной, которая не зависит от частного промышленного производства. Ее реакция на изменения в выпуске промышленной продукции почти нулевая. С другой стороны, эффект

⁵ Эффект вовлечения (crowding in): " теория о том, что дефицит бюджета страны в период экономической депрессии может привести к росту частных инвестиций, что влечет за собой повышение государственных расходов и рост денежной массы"

Эффект вытеснения (crowding out) , когда правительство выходит на рынок в качестве покупателя, увеличивая спрос и повышение цен. В свою очередь цены вытесняют некоторых покупателей с рынка. Эти покупатели были "вытеснены" правительством.

⁶ Ashauer (1989b) также находит, что действительно есть эффект вовлечения общественной инфраструктуры на основные фонды через увеличение производительности последнего, вызванного первой, хотя первоначально эффект вытеснения государственными инвестициями частных преобладает.

влияния инфраструктуры на выпуск промышленной продукции положителен и значителен после четвертого года, то есть носит долгосрочный характер.

Рисунок 1 показывает, что реакция занятости на инновации в инфраструктуре через четыре года также становится положительной. Таким образом, правомерно будет заключить, что государственные инвестиции в инфраструктуру могут быть использованы как механизм автоматического создания рабочих мест. Это не всегда работает в промышленном секторе экономики по крайней мере в краткосрочной перспективе. Однако, как мы видели, в долгосрочной перспективе инвестиции в инфраструктуру увеличивают могут косвенно увеличить занятость за счет повышения спроса на рабочую силу. Более высокая производительность производства, вызванная развитием инфраструктуры, ведет к более высокому уровню частных инвестиций, более высокому уровню производства, и в конечном итоге более высокому уровню занятости.

В свою очередь реакция занятости на изменения в основных фондах является значительной и положительной в течение шести лет, а затем она уменьшается, скорее всего, из-за того, что рост капиталоемкости производства снижает спрос на рабочую силу.

Далее, разложение дисперсии (VDC) оценивается для каждой переменной в VAR сроком на десять лет. То есть доля ошибки прогноза дисперсии выпуска промышленной продукции, занятости, основных фондов и инфраструктуры, по причине их собственных или иных изменений, рассчитывается один шок стандартного отклонения.

Прогнозная оценка VDC результатов на 10 лет вперед представлена в таблице 3.

Разложение дисперсии VAR-модели

Variance Decomposition of LNG:					
Period	S.E.	LNG	LNK	LNL	LNLY
1	0.013994	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.024698	68.50707	8.394640	22.05249	1.045802
3	0.045384	29.37984	21.83543	15.93292	32.85182
4	0.060006	25.64519	28.80153	9.958645	35.79463
5	0.074038	22.78554	35.08925	13.03927	29.08595
6	0.087060	18.85502	42.33256	15.81243	22.99999
7	0.098991	15.83572	48.84339	15.41646	19.90444
8	0.110878	14.06968	52.00549	15.75058	18.17427
9	0.122888	13.09644	52.97665	17.05091	16.87601
10	0.134312	12.25193	53.83047	18.40554	15.71208

Variance Decomposition of LNK:					
Period	S.E.	LNG	LNK	LNL	LNLY
1	0.015444	55.57825	44.42175	0.000000	0.000000
2	0.029698	34.51862	40.85515	24.29930	0.328932
3	0.052358	20.09073	39.19511	11.83268	29.08148
4	0.071015	20.45201	38.81247	8.921083	31.81444
5	0.088455	19.04913	41.84541	12.85718	26.44828
6	0.103819	15.96921	46.95644	15.88452	21.18983
7	0.117382	13.50401	52.26346	15.94394	18.28859
8	0.130414	12.08606	54.79874	16.50787	16.60733
9	0.143303	11.38855	55.38020	17.71707	15.51418
10	0.155516	10.82918	55.80149	18.94400	14.62534

Variance Decomposition of LNL:					
Period	S.E.	LNG	LNK	LNL	LNLY
1	0.011290	27.71070	0.256561	72.03274	0.000000
2	0.012711	26.84258	6.188037	62.47205	4.499335
3	0.014187	21.64817	15.50495	51.24400	11.60287
4	0.015007	19.51713	20.89598	48.62108	10.96581
5	0.016997	17.36475	23.45139	49.38843	9.795431
6	0.018566	16.25415	26.44140	48.16347	9.140981
7	0.017012	15.60768	28.72220	46.17085	9.499270
8	0.017493	15.31489	29.75917	44.96808	9.957857
9	0.017965	14.95432	30.50783	44.72250	9.815349
10	0.018333	14.46096	31.83345	44.38263	9.522958

Variance Decomposition of LNLY:					
Period	S.E.	LNG	LNK	LNL	LNLY
1	0.022136	28.93204	23.55787	3.204735	44.30535
2	0.027886	22.47181	25.51961	22.26810	29.74048
3	0.002995	17.60095	36.71899	20.58233	25.09973
4	0.020005	14.12897	42.89859	23.03922	20.13323
5	0.012631	12.32082	46.76968	23.36600	17.54350
6	0.028998	11.46807	48.31494	23.95974	16.25725
7	0.023487	11.22734	48.80170	24.16471	16.00625
8	0.035955	10.96094	48.83281	24.81964	15.58681
9	0.024259	10.50102	49.17071	25.41170	14.91657
10	0.018714	10.04644	49.90221	25.77519	14.27617

CholeskyOrdering: LNG LNK LNL LNLY

Эти результаты не противоречат IRF, что является еще одним доказательством значимости инфраструктуры, как параметра, объясняющего изменения в ресурсах и особенно в выпуске продукции. Сначала инфраструктура вызывает большие дополнительные изменения выпуска продукции и ресурсов, затем ее влияние уменьшается, что можно объяснить инфраструктурной обеспеченностью и насыщением. Тогда как, от основных фондов зависимость выпуска возрастает, что обусловлено ростом капиталоемкости и авто-

матизации производства. Если говорить о самой инфраструктуре. То изменения в ней зависят в первые три года от инвестиций в нее саму (инноваций) в большей степени, затем начинает расти зависимость от основных фондов (размещения производительных сил). Изменения в основных фондах в первый год зависят в большей степени от инвестиций в инфраструктуру, т.к. инфраструктура повышает инвестиционную привлекательность и капитализацию региона, что становится толчком для частных инвестиций в основные фонды. Затем со второго года, роль инфраструктуры в развитии основных фондов снижается, и они в основном зависят от инноваций в самих основных фондах. Занятость в основном зависит от состояния и изменений на рынке труда, хотя инвестиции в основной и инфраструктурный капитал со временем начинают вызывать изменения в занятости и выпуске продукции.

Таким образом, эффективность инфраструктуры тесно связана с достижением определенного уровня объемов ее активов, который может привести к расширению производственного потенциала экономики, и таким образом, ускорению экономического роста.

Используя полученную нами модель, мы спрогнозировали рост выпуска продукции по инерционному сценарию (рисунок 2 – красная линия) и по инновационному сценарию (синяя линия), в случае ежегодного увеличения инвестиций в инфраструктуру на 21 %. Мы видим, что выпуск продукции будет расти более высокими темпами.

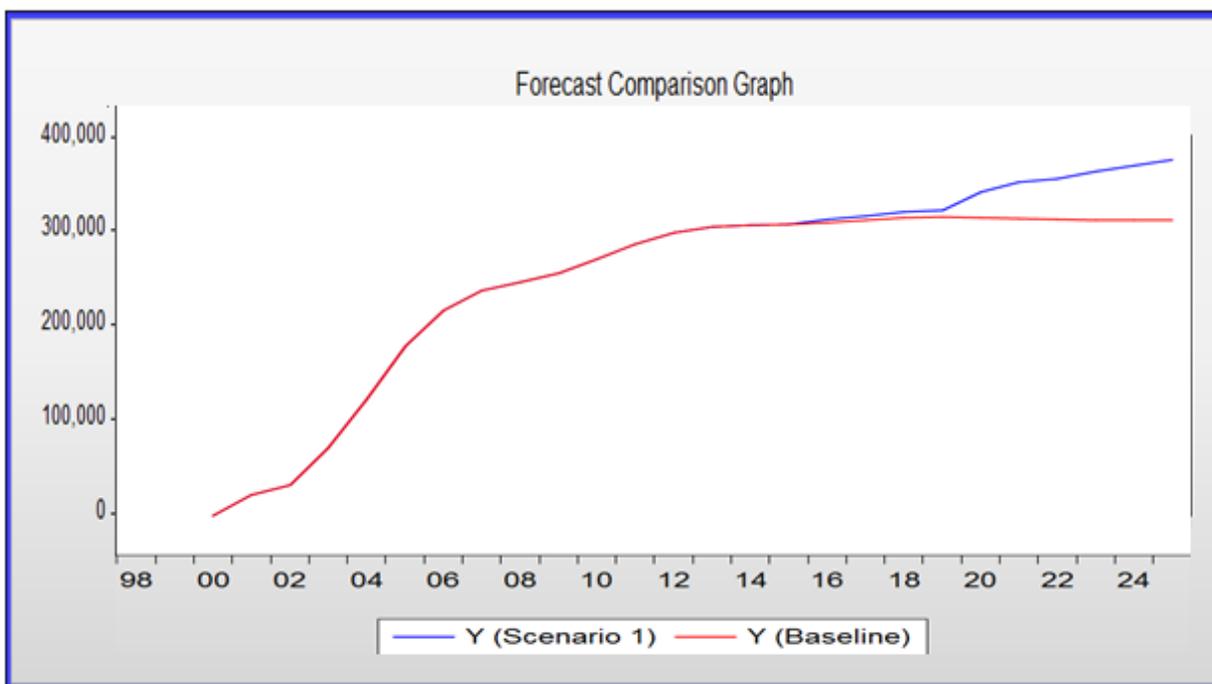


Рис. 2. Прогноз выпуска продукции по инерционному сценарию и при условии увеличения инвестиций в инфраструктуру на 21 %.

Таким образом, последовательность принятия решения об инвестировании в инфраструктуру примет следующий вид:

Эффективное и планомерное инвестирование в инфраструктурные проекты в результате приведет к:

- совершенствованию территориального размещения производительных сил, экономическому районированию, созданию и укреплению "точек роста" экономики региона;
- формированию положительного имиджа региона, как перспективного для инвестиционных вложений, с благоприятными условиями для ведения бизнеса;
- кластерному развитию ключевых секторов экономики;
- развитию малого бизнеса (созданию инфраструктуры и условий для стимулирования предпринимательской активности);
- повышению транзитной привлекательности региона;
- развитию внешнеэкономической деятельности, межрегионального сотрудничества региона, реализации имеющегося потенциала в сфере межтерриториальной кооперации с учетом стратегических направлений развития.

Библиографический список:

1. Альфредо Перейра (2000) Is All Public Capital Created Equal?, published in the Review of Economics and Statistics
2. Pfahler W., Hoffman U., Bonte W. (1996) Does extra public infrastructure capital matter? Finanzarchiv 53:68 - 112
3. Pereira A.M., Flores de Frutos R (1999) Public capital accumulation and private sector performance. J Urban Econ. 46:300-322
4. K. J. Arrow and M. Kurz, Public Investment: The Rate of Return and Optimal Fiscal. Policy, Johns Hopkins Press, Baltimore, Maryland, 1970.
5. Aschauer D.A. (1990) Why is public capital important? In: Munnell A.H. (ed) Is there is a shortfall in public capital investment? Federal Reserve Bank of Boston, Boston
6. Canning, David(1998) "A Database of World Infrastructure Stocks, 1950-1995," World Bank Economic Review 12 pp.529-547.
7. Sims, Christopher (1980). "Macroeconomics and Reality," Econometrica, 48, 1-48.