

Макроэкономика

Динамика темпов экономического роста в России и ряде соседних стран в модели фон Неймана

Владимир Викторович Седалищев

ORCID: 0000-0002-3197-4639

Кандидат физико-математических наук, ведущий научный сотрудник лаборатории исследований внешней торговли, Институт прикладных экономических исследований, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации (РФ, 119571, Москва, пр. Вернадского, 82)
E-mail: Sedalischew-VV@ranepa.ru

Аннотация

Модель фон Неймана является простейшим инструментом для оценки максимально возможного темпа устойчивого роста экономики. Хотя прогнозируемая ею динамика нестабильна и склонна к сильным колебаниям, а также дает социально неприемлемые равновесия, рассчитанные с ее помощью максимально возможные темпы долгосрочного устойчивого роста экономики могут служить ориентиром при постановки целей экономической политики страны. Вопрос о вычислении темпов роста в модели фон Неймана давно изучался многими авторами, однако касающихся макроэкономики эмпирических результатов по этой или близкой ей теме спектральных свойств многоотраслевых моделей накоплено как в России, так и за рубежом к сегодняшнему дню немного. В настоящей работе была предпринята попытка провести систематическую эмпирическую оценку этих темпов экономического роста для России и ряда соседних государств на протяжении последних трех десятилетий. Расчеты проводились как для классического варианта модели, так и для ее расширенной версии, учитывающей капитал и труд в качестве производимых и потребляемых ресурсов. Для калибровки модели использовались данные официальной статистики из таблиц «ресурсы – использование» или «затраты – выпуск» системы национальных счетов, а расчеты осуществлялись на разных уровнях агрегации для оценки устойчивости получаемых результатов. Нестандартное предположение о труде как о производимом по мере необходимости товаре неплохо выполняется в странах с открытой, но крайне жесткой миграционной политикой, примерами которых являются нефтяные монархии Персидского залива. Полученные темпы роста оказались в целом реалистичными и устойчивыми в динамике. Межстрановой анализ показал, что российская экономика на протяжении практически всего изучаемого периода имела потенциальные темпы роста, сопоставимые с Казахстаном и Китаем, особенно в расширенном варианте модели, при котором они многие годы составляли около 17%.

Ключевые слова: многоотраслевая модель фон Неймана, максимальные темпы устойчивого роста, спектральные свойства экономик, таблицы «ресурсы – использование», таблицы «затраты – выпуск»

JEL: C67, D57, E60

Статья подготовлена в рамках выполнения научно-исследовательской работы государственного задания РАНХиГС.

Macroeconomics

Dynamics of Economic Growth Rates in Russia and a Number of Neighboring Countries in the von Neumann Model

Vladimir V. Sedalishchev

ORCID: 0000-0002-3197-4639

Cand. Sci. (Phys.-Math.), Lead Researcher, Laboratory
of Foreign Trade Research, Institute of Applied Economic Research,
Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration,^a
e-mail: Sedalishchev-VV@ranepa.ru

^a 82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation

Abstract

The von Neumann model is one of the simplest ways to assess the maximum possible rate of sustainable economic growth. Although the dynamics it predicts are unstable and prone to strong oscillations (and also yield socially unacceptable equilibria) calculating g , using the von Neumann model to determine the maximum possible rates of long-term sustainable economic expansion can serve as a guide in setting goals for a country's economic policy. How to apply such a model in practical calculation of growth rates g has long been studied, but few empirical results concerning its use for macroeconomics or any similar topic with spectral properties in multi-sector models have appeared to date, either in Russia or elsewhere. Hence, this study offers a systematic empirical assessment of growth rates g for Russia and several neighboring countries over the past three decades. Calculations were carried out both for the "classical" version of the model and for its "extended" version, which takes capital and labor into account as resources both produced and consumed. National sources of official statistics from SUTs and IOTs were used for calibration, and the calculations themselves were carried out at different levels of aggregation in order to assess the stability of the results obtained. The non-standard assumption used here, that labor is a commodity produced as needed, is quite evident in countries with an open but extremely strict migration policy, such as the oil monarchies of the Persian Gulf. The resultant growth rates turned out to be generally realistic and stable in dynamics even when aggregations are changed. Comparative analysis across countries indicated that the Russian economy in most years had potential growth rates comparable to those of Kazakhstan and China, especially in the "extended" model in which they held at about 17% for many years.

Keywords: von Neumann's growth model, maximum sustainable growth rates, spectral properties of economies, supply and use tables, input-output tables

JEL: C67, D57, E60

Acknowledgements

This article has been prepared as part of RANEPa's state-commissioned research program.

Введение

Имеющая более чем 80-летнюю историю модель экономического роста Джона фон Неймана¹ является в настоящее время одной из наиболее хорошо исследованных многоотраслевых моделей теории экономического роста и математической экономики в целом (см., например, [Абрамов, 2018; Giorgi, 2016]). Ее большая значимость при изучении дискретной экономической динамики во многом объясняется двумя причинами: (1) она является, хотя часто и неявно, важной составной частью более общих многоотраслевых динамических моделей; (2) она описывает некоторую траекторию устойчивого роста, которая часто является предельной для оптимальных на конечном временном горизонте траекторий экономики при стремлении времени к бесконечности (магистральное свойство). Отметим, что эта траектория стационарна в том смысле, что состояние экономики в последующий момент времени на ней отличается от состояния в предыдущий момент только масштабом, но не соотношениями между ее компонентами. Именно поэтому в настоящей статье не понадобятся, за редким исключением, индексы времени в формулах.

Несмотря на солидный возраст модели фон Неймана, ее прикладной потенциал в эмпирических исследованиях остается реализованным лишь частично (см., например, [Stolwijk, 1987]). Интерес к этой модели поддерживается отчасти тем, что она позволяет выделить фундаментальные структурные ограничения экономического роста, связанные исключительно с технологическими взаимосвязями между отраслями. По этой причине применение модели фон Неймана к реальным межотраслевым таблицам открывает возможность оценить максимально достижимые темпы устойчивого роста, соответствующие внутренней логике производственной структуры, независимо от конъюнктурных колебаний и прочих циклических факторов.

Актуальность такого подхода особенно велика для экономик с выраженными структурными трансформациями, к числу которых относятся Россия и большинство постсоветских государств. Для них характерны как резкие изменения межотраслевых пропорций в 1990-е годы, так и следовавшая многолетняя адаптация производственных цепочек к новым институциональным и рыночным условиям. При этом фактическая динамика макроэкономических показателей зачастую слабо отражает скрытый технологический потенциал, обусловленный внутренней структурой

¹ Автор при написании этого текста пользовался англоязычной статьей [Von Neumann, 1945], хотя первая публикация обсуждаемой модели роста была в 1937 году на немецком языке [Von Neumann, 1937].

экономики. Темпы роста, реализуемые в действительности, могут отклоняться от максимально возможных в силу ограничений по труду, капиталу, инвестициям или качеству институтов, тогда как модель фон Неймана позволяет абстрагироваться от этих факторов и выделить «чисто технологическую» границу роста.

Дополнительный интерес представляет возможность межстрановых сопоставлений потенциальных темпов роста, особенно для стран, которые в прошлом имели схожие производственные структуры, как это, например, имело место для ряда бывших советских республик, которые в той или иной мере унаследовали общую основу межотраслевых связей, но в последующие после развала СССР десятилетия развивались по различным траекториям. Анализ устойчивых темпов роста в модели фон Неймана позволяет оценить глубину структурной дивергенции между ними и выявить особенности формирования производственных цепочек, влияющих на способность экономики к долгосрочному расширению.

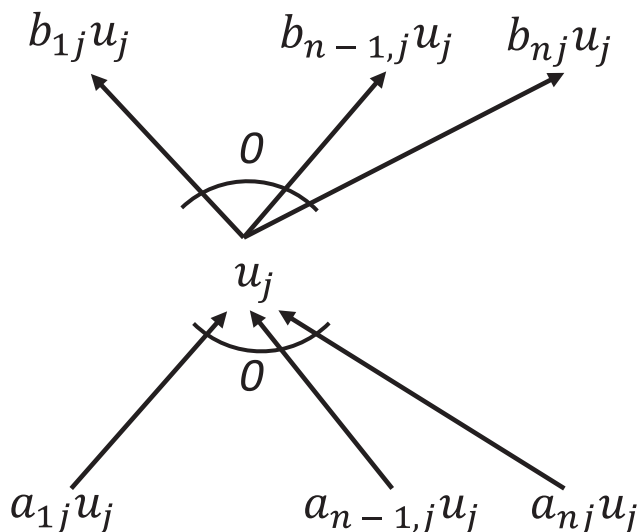
Не менее важна и методологическая сторона вопроса. В отличие от статических моделей Леонтьева, ориентированных на анализ пропорций текущего равновесия, модель фон Неймана фокусируется на динамической стороне межотраслевых взаимодействий. Темп устойчивого роста, определяемый в рамках этой модели, может рассматриваться как спектральная характеристика экономической системы, отражающая согласованность и эффективность технологических цепочек.

Таким образом, исследование динамики устойчивых темпов роста в модели фон Неймана для России и ряда соседних стран позволяет одновременно решить две задачи: во-первых, оценить технологический потенциал развития, определяемый сложившимися межотраслевыми связями; во-вторых, получить эмпирические сведения о степени структурного схождения или расхождения этих экономик за последние десятилетия. В совокупности это делает модель фон Неймана перспективным инструментом для анализа структурной политики, межстрановых сопоставлений и выявления факторов, определяющих долгосрочные границы роста. В этой связи полученные в статье результаты можно рассматривать как попытку восполнить отмеченный ранее недостаток эмпирического материала по спектральным свойствам экономик постсоветских стран, и особенно России.

1. Модель фон Неймана в современных обозначениях

Для удобства читателя приведем в современных обозначениях уравнения обсуждаемой модели фон Неймана. Пусть имеется автаркия, в которой m отраслей производят n товаров. Предполо-

жим, что все технологии производства леонтьевские и неизменны во времени, а первичные факторы производства (капитал и труд) всегда могут быть доступны любой отрасли в неограниченных объемах и поэтому нас в рамках модели не интересуют. В этом случае процесс производства в отрасли j в интересующий интервал времени можно описать с помощью одной неотрицательной безразмерной переменной u_j , обычно называемой активностью или интенсивностью производственного процесса отрасли j , и $2n$ неотрицательных параметров a_{ij} и b_{ij} производственной функции, показывающих, сколько единиц товара вида i используется и, соответственно, производится при уровне активности $u_j = 1$.



Примечание. Нули обозначают нулевую эластичность замещения и трансформации, то есть леонтьевскую технологию.

Рис. 1. Схема производственной функции для отрасли j в модели фон Неймана

Fig. 1. Schematic Diagram of the Production Function for Industry j in the von Neumann Model

Для компактности дальнейшего изложения введем следующие векторные и матричные обозначения: векторы цен $p := (p_1, \dots, p_n)^T$, активностей $u := (u_1, \dots, u_m)^T$ и единиц $\mathbf{1} := (1, \dots, 1)^T$; матрицы структуры потребления товаров отраслями $A := (a_{ij})_{i,j=1}^{n,m}$ и структуры производства отраслей $B := (b_{ij})_{i,j=1}^{n,m}$. Также потребуются две неотрицательные переменные α и β для коэффициентов технологического и экономического расширения соответственно.

Если записать их в виде $\alpha = 1 + \lambda$ и $\beta = 1 + \pi$, то λ будет темпом роста экономики в терминах физических объемов производимых товаров, а π — нормой прибыли, хотя сам фон Нейман называл π процентной ставкой. Также встречаются публикации (см., на-

пример, [Макаров, Рубинов, 1973. С. 125]), в которых λ называют технологическим, а π — экономическим темпом роста. Возможно, здесь нужны пояснения относительно единицы времени, с которой соотнесены эти показатели. Поскольку моделью описывается дискретная динамика, то предполагается, что время разбито на интервалы одинаковой длины. Эта длина принята за единицу времени, и именно к ней привязаны π и λ . Все интервалы пронумерованы целыми числами, например интервал с номером t с началом в момент времени t и концом $t+1$. Пусть на момент t экономика располагала корзиной товаров $x^t = (x_1^t, \dots, x_n^t)^\top$ и, согласно некоторому вектору активностей u^t , смогла произвести из x^t за этот интервал времени товаров в количестве, дающем в итоге корзину $x^{t+1} = \alpha x^t$ на момент времени $t+1$. Тогда темп роста реальной экономики за период t оказывается равным λ .

Если мы ищем стационарную траекторию (то есть такую, вдоль которой постоянны p , u , π и λ), то ее описание как раз задается уравнениями модели фон Неймана, определяющими соответствующую равновесную динамику:

$$Bu \geq \alpha Au, \quad (1)$$

$$p^\top (Bu - \alpha Au) = 0, \quad (2)$$

$$p^\top B \leq \beta p^\top A, \quad (3)$$

$$(p^\top B - \beta p^\top A) u = 0, \quad (4)$$

$$p \geq 0, u \geq 0, \quad (5)$$

$$\mathbf{1}^\top p = \mathbf{1}^\top u = 1. \quad (6)$$

Неравенство (1) говорит, что избыточное предложение товаров неотрицательно, то есть нельзя потребить товара больше, чем его было произведено. Уравнение (2) является условием дополняющей нежесткости для (1) и показывает, что если неравенство (1) строгое для каких-либо товаров i , то это означает, что товар имеется в избытке, который никому не нужен, и поэтому цена на него должна быть нулевая. Неравенство (3) показывает, что в равновесии нельзя сделать положительную прибыль выше равновесной нормы прибыли; если же прибыль оказывается у каких-то отраслей отрицательной, то, согласно условию дополняющей нежесткости (4), это приводит к тому, что соответствующие активности должны быть нулевыми, поскольку таким отраслям лучше

ничего не производить, чем работать себе в убыток. Неравенства (5) постулируют неотрицательность цен и активностей согласно их экономическому смыслу. Уравнение (6) — условие нормировки и носит вспомогательный характер, поскольку из-за постоянства отдачи от масштаба у используемых технологий решение системы (1)–(5) определено с точностью до умножения на константы векторов p и u .

Одним из замечательных свойств модели фон Неймана (1)–(6) является то, что при некоторых (часто выполненных на реальных данных) условиях на матрицы A и B для всех решений (1)–(6) выполнено $\alpha = \beta$, причем общее значение этих коэффициентов расширения одинаково для всех решений². Таким образом, несмотря на типичную неединственность решений модели фон Неймана, часто можно говорить о едином максимально возможном темпе устойчивого роста экономики, описываемой матрицами A и B .

Именно изучение динамики этих единых темпов роста $g: = \lambda = \pi$ для российской экономики за весь доступный период наблюдений и является основной целью настоящей статьи. Для межстранового сопоставления, которое, возможно, поможет частично понять причины наблюдаемой конвергенции или дивергенции экономик, ранее являвшихся частями одной страны, также рассмотрим динамику g на более коротких временных промежутках (из-за ограничений в доступной статистике) для ряда бывших советских республик (Азербайджана, Белоруссии, Казахстана, Киргизии, Узбекистана и Украины), а также Китая.

Исследование этих темпов роста позволяет получить представление о потенциальных границах устойчивого развития экономической системы в условиях сложившихся межотраслевых связей и паттернов потребления: их знание дает возможность не только оценить эффективность текущих экономических процессов, но и выявить узкие места, которые могут сдерживать экономический рост. Например, если фактический темп роста существенно ниже максимально возможного, это может свидетельствовать о потенциально нерациональном использовании ресурсов, неэффективной структуре производства или недостаточной интеграции технологий. Впрочем, равновесия, отвечающие максимально возможному g , могут быть социально неприемлемы, так как могут предполагать ликвидацию некоторых секторов экономики из-за их внутримодельной «неэффективности».

² Ознакомиться с основными теоретическими результатами по теме можно в ставших уже классическими работах А. М. Рубинова и академика В. Л. Макарова [Макаров, Рубинов, 1973; Рубинов, 1982]. В этих публикациях рассматриваются важнейшие результаты для модели фон Неймана — Гейла, частным случаем которой является обсуждаемая модель фон Неймана.

Отметим, что искомые темпы роста g тесно связаны со спектральными свойствами матриц A и B , и поэтому задача по численному нахождению g , как правило, требует использования специальных математических библиотек подпрограмм. В самом деле, если $m = n$, а B принять равной единичной матрице (случай классической модели Леонтьева), то модель фон Неймана (1)–(6) сведется к поиску наибольшего собственного числа $\lambda_{\max}$ матрицы A , так как в этом частном случае $g = \frac{1}{\lambda_{\max}} - 1$, положительность $\lambda_{\max}$ при этом гарантируется одним из вариантов теоремы Перрона — Фробениуса. Таким образом, разработка отраслевой политики, нацеленной на максимизацию долгосрочного устойчивого темпа роста, является спектральной задачей.

Хотя вопрос о практическом вычислении темпов роста в модели фон Неймана изучался давно (см., например, библиографию в обзоре [Рубинов, 1982]), эмпирических результатов по этой или близкой ей теме спектральных свойств многоотраслевых моделей накоплено до сегодняшнего дня не так уж и много как в России, так и за рубежом (см., например, [Торопцев, Мараховский, 2022; Soklis, 2011; Stolwijk, 1987; Xu, Yan, 2011]).

По-видимому, последнее связано со сложностью численного решения уравнений (1)–(6), особенно до эпохи широкого распространения ЭВМ. Даже в настоящее время эта система уравнений не всегда решается при неудачном выборе начального приближения и размерах A и B в типичных публикуемых национальных таблицах «ресурсы — использование» (далее — ТРИ) или «затраты — выпуск» (далее — ТЗВ). Хорошую результативность при численном решении модели фон Неймана показал подход сведения системы (1)–(6) к смешанной комплементарной задаче (далее — МСР-задаче, от Mixed Complementarity Problem):

$$0 \leq p \perp (B - \alpha A)u, \quad (7)$$

$$0 \leq u \perp p^T (\beta A - B), \quad (8)$$

$$\beta \perp \mathbf{1}^T u - 1, \quad (9)$$

$$\alpha \perp \mathbf{1}^T p - 1. \quad (10)$$

Все полученные в настоящей статье темпы роста в модели фон Неймана были получены с помощью решения этой МСР-задачи (7)–(10) программным пакетом GAMS, при этом после расчетов проводилась проверка соотношения $\alpha = \beta = \frac{p^T B u}{p^T A u}$, которое, согласно [Von Neumann, 1945], должно быть выполнено в

равновесии. Ее смысл в том, что для матриц A и B иногда нарушались исходные, часто слишком жесткие для реальной статистики, предположения фон Неймана ($a_{ij} + b_{ij} > 0$ для всех i и j), но при этом получались вполне корректные решения системы (1)–(6). В литературе (см., например, [Макаров, Рубинов, 1973; Рубинов, 1982; Zalai, 2004]) можно найти множество вариантов ослабления упомянутого условия $a_{ij} + b_{ij} > 0$, однако они имеют разную цену и иногда приводят к необходимости рассмотрения различных концепций решения для модели фон Неймана или для ее обобщения — модели фон Неймана — Гейла. Для неотрицательных A и B проблема с возможной неединственностью g решается с помощью предложения из [Макаров, Рубинов, 1973. С. 126], которое говорит о том, что в нашем случае выполнение $\alpha = \beta$ эквивалентно существованию единственного общего темпа роста g .

Отметим, что отрицательные элементы матриц A и B в ряде интерпретаций модели фон Неймана вполне допустимы (см. [Рубинов, 1982. С. 67]), однако среди рассмотренных в статье национальных ТРИ и ТЗВ случаи, когда эти матрицы содержали отрицательные значения, встречались крайне редко. В настоящей сугубо эмпирической работе из-за большого количества используемых ТРИ и ТЗВ и их агрегаций³ представляется нецелесообразным подробно анализировать все такие «паталогические» A и B . Отметим, что они возникали только из-за деинвестирования и/или сокращения запасов, что является в долгосрочной перспективе сильно неравновесной ситуацией. В этой связи были проведены два варианта расчетов: (1) с исходными отрицательными A и B и (2) с положительной частью A и B . Решения (7)–(10) на первых двух значащих цифрах для g , подсчитанного обоими способами, обычно не различались, и поэтому в итоговые таблицы помещены значения g , найденные для исходных A и B .

Полученные в статье результаты можно рассматривать как попытку восполнить отмеченный ранее недостаток эмпирического материала по спектральным свойствам экономик постсоветских стран, и особенно России.

2. Данные

Основным источником информации по межотраслевым связям экономики той или иной страны служат таблицы «ресурсы — использование» и производные от них таблицы «затраты — выпуск», публикуемые национальными статистическими службами в рамках статистики системы национальных счетов (далее — СНС). Если для

³ Всего решалось чуть менее тысячи МСР-задач (7)–(10), в том числе вспомогательные для анализа чувствительности результатов к способу калибровки модели или схемам агрегации данных.

интересующей страны были доступны оба вида таблиц, то в расчетах использовались как ТРИ, так и ТЗВ, несмотря на то что последние однозначно определяются на основе первых и, в теории, пересчитать темп роста фон Неймана для ТЗВ не является сложной задачей, если он известен для ТРИ. Оправданием этому служит неполнота информации об использованных составителями способах преобразования: например, согласно [Eurostat Manual., 2008], существует как минимум шесть различных методов (А–D, гибридный и Алмона) со своими достоинствами и недостатками. Часто также в дополнение к перечисленным используются ручные методы досчета или с применением пакетов оптимизации для учета дополнительной информации, известной составителям, но не отраженной в ТРИ. Во многих случаях ситуацию можно упростить, поскольку, согласно [Lenzen, Rueda-Cantuche, 2012], методы А–D являются частными случаями двух более общих методов и формулами из [Eurostat Manual., 2008. Р. 352], демонстрирующими, что в ряде ситуаций можно «вернуться» от ТЗВ к исходной ТРИ. Однако на данном этапе такой подход видится более сложным, чем прямое решение системы (1)–(6) для обоих видов таблиц в случае их наличия.

С 1996 по 2003 год для России⁴ в ТРИ и ТЗВ номенклатура отраслей соответствовала Общероссийскому классификатору отраслей народного хозяйства (ОКОНХ). Начиная же с 2011 года использовалась номенклатура, гармонизированная с международными стандартами NACE версий 1.1 и 2.0, которые также применялись во всех таблицах других рассматриваемых стран. Для корректного межстранового и межвременного сопоставления темпов роста фон Неймана, очевидно, необходимо иметь используемые таблицы в одной номенклатуре товаров и отраслей. К сожалению, эта задача не имеет в общем случае удовлетворительного решения из-за разной философии, лежащей в основе ОКОНХ и NACE, что давно отмечалось исследователями (см., например, [Ким, 2011]). Из-за этого для задач сопоставления применялись следующие две небольшие агрегации.

Первая предполагала разбиение экономики на три сектора: (1) сельское хозяйство, лесное хозяйство и рыболовство; (2) промышленность и (3) услуги. Из-за невозможности отделить от промышленности добычу полезных ископаемых в силу различий номенклатур у стран в разные годы такое разбиение лишь приближенно отвечает классической трехсекторной модели экономики Фишера — Кларка.

⁴ Росстат публиковал ТРИ и за 2004–2006 годы, но в них отсутствовали таблицы в основных ценах, необходимых для корректной калибровки модели фон Неймана. За 2007–2010 годы ТРИ и ТЗВ Росстатом не составлялись, поэтому промежуток 2004–2010 годов неизбежно выпал из рассмотрения для РФ.

Вторая агрегация была построена из соображений сохранения максимально возможного числа секторов неукрупненными, но общими у всех рассмотренных стран за разные годы с учетом минимальных неизбежных несоответствий между NACE и ОКОНХ. В результате приходим к 10-отраслевой схеме, переход к которой из ОКОНХ приведен в табл. 1.

Т а б л и ц а 1

**Соответствие между выбранными десятью секторами агрегации
и отраслями ОКОНХ из ТРИ и ТЗВ Росстата за 1996–2003 годы**

T a b l e 1

**Correspondence Between the Ten Sectors of the Selected Aggregation
and OKONKh Industries From Rosstat SUTs and IOTs, 1996–2003**

Коды NACE-2	Название сектора в агрегации	Отрасли ОКОНХ
01–03	Сельское хозяйство, лесное хозяйство и рыболовство	Сельхозпродукты, услуги по обслуживанию сельского хозяйства и продукты лесного хозяйства
10–12	Производство продуктов питания, напитков и табака	Продукты пищевой промышленности
13–15	Текстиль, одежда и изделия из кожи	Продукты легкой промышленности
19–23	Продукты химической и нефтехимической промышленности	Продукты химической и нефтехимической промышленности; строительные материалы (включая продукты стекольной и фарфоро-фаянсовой промышленности)
24–30	Машины, оборудование, металлургия и продукты металлообработки	Черные металлы; цветные металлы; машины и оборудование; продукты металлообработки
05–09, 16–18, 31–39	Прочая промышленность	Электро- и теплоэнергия; продукты нефтедобычи; продукты нефтепереработки; продукты газовой промышленности; продукты нефтегазовой промышленности; уголь; горючие сланцы и торф; продукты лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности; прочие промышленные продукты
41–43	Строительство	Продукция строительства
49–53, 58–63	Услуги транспорта и связи	Услуги транспорта и связи
45–47, 55–56	Торговля	Торгово-посреднические услуги (включая услуги общественного питания)
64–98	Прочие услуги	Остальные

Источник: составлено автором.

В табл. 1 приведены только коды для NACE второй версии. Переход при необходимости от NACE версии 1.1 к ОКОНХ не составляет труда с помощью этой таблицы, так как на таком уров-

не агрегации различий между версиями 1.1 и 2 нет. Поэтому для компактности изложения не будем приводить многочисленные таблицы соответствий для восьми исследованных стран за прошедшие три десятилетия с выбранной 10-отраслевой агрегацией: при желании любая из этих таблиц легко восстанавливается, главное — сначала правильно определить версию NACE в соответствующей ТРИ или ТЗВ.

В некоторых ситуациях также использовалась «симметризирующая» схема агрегации, которая для прямоугольных ТРИ производила агрегацию их строк в соответствии с NACE так, чтобы у агрегированных ТРИ совпадали группы товаров и отраслей. Будем обозначать агрегированные ТРИ как ТРИ*. Также иногда будет использоваться обозначение «ТЗВ*» для агрегаций ТЗВ, согласованных по набору счетов с соответствующими национальными ТРИ*.

Численное решение (7)–(10) для всех ТРИ и ТЗВ, исходных или агрегированных, выполнялось в двух вариантах: (1) классическом, где строки матриц A и B индексируются товарами, а столбцы — отраслями, и (2) расширенном, где у A и B дополнительно к предыдущим добавляются строки и столбцы для средств производства и трудовых ресурсов.

Первый вариант наиболее часто встречается в литературе (см., например, [Stolwijk, 1987. Р. 193; Xu, Yan, 2011]) и отвечает гипотетической ситуации, когда экономика производит только товары ради товаров с помощью этих же товаров, что соответствует изначальным предположениям фон Неймана в [Von Neumann, 1945]. Неудивительно, что в предисловии монографии [Morishima, 1964] отмечалось, «исходная модель фон Неймана представляет собой рабовладельческую систему», так как люди не являются ограниченным ресурсом, а их потребностей вне производственного процесса не существует.

Калибровка этого варианта модели, то есть вычисление матриц A и B на основе информации из исходных или агрегированных таблиц, особенно проста для случая ТЗВ и ничем не отличается от таковой для классической модели Леонтьева: можно в качестве A взять обычную матрицу технологических коэффициентов, а в качестве B — единичную матрицу соответствующей размерности. Это отвечает ситуации, когда в базовом равновесии, описываемом ТЗВ, для каждой отрасли j интенсивность ее производства u_j равна ее валовому выпуску в основных ценах, а сами цены нормированы к единице за счет соответствующего выбора единиц измерения физических объемов товаров. В силу соображений линейности можно откалибровать классический вариант модели фон Неймана и следующим образом: активности отраслей и цены

на товары единичны, в качестве A нужно взять матрицу промежуточного потребления в основных ценах, а в качестве B — диагональную матрицу с валовыми выпусками отраслей на диагонали. Подобный подход к калибровке часто используется в вычислимых моделях общего равновесия и, например, применяется для их решения в такой системе, как MPSGE (см. [Rutherford, 1999]). Будем далее пользоваться им, поскольку его проще адаптировать для случая прямоугольных ТРИ: A оказывается тогда матрицей промежуточного потребления в основных ценах, а B — матрицей формирования выпуска товаров и услуг из таблицы ресурсов.

Второй вариант модели фон Неймана, который мы ранее называли расширенным, учитывает дополнительно потребление домохозяйств и изменение запасов основного капитала. Существует множество способов это сделать, а познакомиться с ними можно в работах [Рубинов, 1982; Stolwijk, 1987; Zalai, 2004]. Однако в них обычно требуется модификация системы (1)–(6), причем с добавлением каких-либо дополнительных параметров типа эластичностей по доходам для переменных исходной модели. В нашем расширенном варианте воспользуемся «наивной» схемой, которая не меняет формы уравнений (1)–(6) за счет трактовки средств производства и трудовых ресурсов как обычных товаров. Этот подход, скорее всего, не новый, но указать точную ссылку в литературе не представляется возможным. Однако, забегаая вперед, отметим, что расширенный вариант покажет устойчивые и в целом правдоподобные результаты, а также в некотором роде является максимальным по используемым типам товаров, поскольку в строках ТРИ и ТЗВ ничего, кроме транзакций для укрупненных групп товаров и услуг, платежей за капитал и труд, амортизации и различных типов налогов, найти нельзя. Налоговые транзакции с точки зрения линейных моделей для ТРИ и ТЗВ не содержат никаких физических объемов, а отражают лишь искажения цен для связанных с ними транзакций с физическими объемами факторов производства (первичных или вторичных) и поэтому бывают часто нужны только для перехода к базовым ценам для калибровки моделей леонтьевского типа при отсутствии таблиц в базовых ценах, но наличии их в ценах покупателей.

Отметим, что как минимум для средств производства предложенная автором настоящей статьи интерпретация счета накопления основного капитала как отрасли, производящей некий капитальный товар, из которого состоят запасы основного капитала, встречается в конце 1950-х годов в модели Лейфа Йохансена в работе [Johansen, 1960]. Дополнительно по этой аналогии считаем труд товаром, «производимым» потреблением домохозяйств. При таком подходе столбцы ТЗВ и ТРИ «P.51 Валовое накопление

основного капитала» и «P.3_S.14 Расходы на конечное потребление домашних хозяйств» позволяют откалибровать соответствующие столбцы матрицы А нашего расширенного варианта модели фон Неймана. Подробнее с моделью Йохансена в современном изложении можно ознакомиться в статье [Седалищев, 2023].

По строкам А для этих нестандартных товаров нужная для калибровки информация может быть получена из строк ТРИ или ТЗВ для «P.51с Потребление основного капитала» и для «D.11 Заработная плата». Наиболее подходящими, по мнению автора, примерами стран для определенного в настоящей работе расширенного капиталом и трудом варианта модели фон Неймана будут нефтяные монархии Персидского залива, так как у них достаточно открытая, но очень жесткая миграционная политика, при которой трудовые мигранты обычно заключают краткосрочные контракты длительностью не более трех лет и не имеют права на получение гражданства. Это приводит к практически совершенной эластичности спроса на рабочую силу мигрантов (в ОАЭ, например, превышающую по численности в девять раз коренное население страны), поскольку в случае экономического спада «ненужные» в данный момент иностранцы могут быть оперативно выдворены из страны. В этом контексте стабильно демонстрируемая последние десятилетия еще бóльшая открытость постсоветских государств к притоку рабочих-мигрантов также становится важным фактором, повышающим степень применимости модели фон Неймана к их экономикам, особенно если полученное равновесие предполагает устойчивый рост численности рабочей силы.

Рассмотрим подробнее, опираясь на табл. 2 и 3, использованные при расчетах калибровки расширенного варианта модели. Первая из них показывает, как с помощью стандартной для вычислимых моделей общего равновесия PQ-факторизации можно наложить уравнения модели фон Неймана (1)–(6) на типовые ТЗВ, а вторая — расшифровывает использованные в предыдущей таблице обозначения. Напомним, что метод PQ-факторизации предполагает формальное разложение транзакций ТРИ, ТЗВ или матриц социальных счетов в произведение цен и физических объемов, при этом при отсутствии налогов и транспортных наценок по строкам работает закон единой цены, что приводит к тому, что для таблиц в базовых ценах такие формальные разложения не могут быть произвольны, а цены по строкам должны быть одинаковы. Это наблюдение позволяет автоматически сгенерировать большое число уравнений для балансов физических объемов, издержек производителей и пр., причем эти уравнения будут выполнены для любых моделей, калибруемых по одинаковым ТЗВ.

Т а б л и ц а 2

Схема PQ-факторизации транзакций типовой таблицы «затраты — выпуск» с использованием переменных и параметров модели фон Неймана

Т a b l e 2

PQ-Factorization Scheme for Transactions in a Typical Input-Output Table Using the Variables and Parameters of the von Neumann Model

Группы счетов ТЗВ	Счета ТЗВ	I	...	n	Средства производства	Домохозяйства	Правительство	Запасы	Экспорт	Импорт	Σ
Товары	1	$p_1a_{1,1}u_1$	...	$p_1a_{1,n}u_n$	$p_1a_{1,K}u_K$	$p_1a_{1,I}u_I$	p_1G_1	$p_1\Delta_1$	p_1Ex_1	$-p_1Im_1$	$p_1b_{1,1}u_1$
	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
	n	$p_na_{n,1}u_1$	...	$p_na_{n,n}u_n$	$p_na_{n,K}u_K$	$p_na_{n,I}u_I$	p_nG_n	$p_n\Delta_n$	p_nEx_n	$-p_nIm_n$	$p_nb_{n,1}u_1$
Средства производства	Труд	$p_K\delta_1k_1u_1$	...	$p_K\delta_nk_nu_n$							$p_Kb_{K,K}u_K$
	Продукты	*	...	*	*	*	*	*	*		*
	Производство	*	...	*							*
Первичные факторы	Капитал	$p_Kp_1Rk_1u_1$	...	$p_Kp_nRk_nu_n$							p_KRK
	Труд	$\omega_1p_{I,1}u_1$	...	$\omega_np_{I,n}u_n$							p_IL
	Σ	$p_1b_{1,1}u_1$	...	$p_nb_{n,n}u_n$	$p_Kb_{K,K}u_K$	Y	*	*	*	*	

Примечание. Звездочками обозначены в общем случае ненулевые транзакции, которые не представляют для нас интереса.

Источник: составлено автором на основе всех рассмотренных в рамках статьи ТРИ и ТЗВ.

Т а б л и ц а 3

Список параметров и переменных *PQ*-факторизации ТЗВ
с учетом обозначений модели фон Неймана

T a b l e 3

Parameters and Variables for the *PQ*-Factorization of IOTs
Taking Into Account the Notations of the von Neumann Model

Имя	Количество	Описание
p_i	n	Цена товара i
u_i	n	Интенсивность производственного процесса отрасли i
p_K	1	Цена композитного товара для средств производства
$b_{K,K}u_K$	1	Выпуск композитного товара средств производства
u_K	1	Интенсивность производства композитного товара для средств производства
K	1	Запас основного капитала в экономике
R	1	Норма прибыли на физический капитал в среднем по экономике
$k_i u_i$	n	Спрос отрасли i на капитал
L	1	Запас труда в экономике (можно измерять, например, в млн человеко-лет)
p_L	1	Индекс общего уровня заработной платы в экономике
$l_i u_i$	n	Спрос отрасли i на труд
Y	1	Общий доход домохозяйств
$a_{i,L} u_L$	n	Физический объем потребления домохозяйствами товара i
G_i	n	Физический объем потребления обобщенным правительством товара i
Δ_i	n	Изменения физического объема запасов товара i
Δ_K	1	Физический объем чистого накопления основного капитала
Ex_i	n	Физический объем экспорта товара i
Im_i	n	Физический объем импорта товара i
ρ_i	n	Отношение нормы прибыли на физический капитал в отрасли i к норме в среднем по экономике (R)
ω_i	n	Дифференциал оплаты труда для отрасли i
δ_i	n	Норма амортизации капитала в секторе i
$a_{i,j}$	$(n+2) \times (n+2)$	Элементы матрицы A модели фон Неймана
$b_{i,j}$	$(n+2) \times (n+2)$	Элементы диагональной (в случае ТЗВ) матрицы B модели фон Неймана

Источник: составлено автором.

В табл. 2 присутствуют две строки с транзакциями, связанными со средствами производства. Строки ТЗВ для чистой прибыли и смешанного дохода, содержащие для i -й отрасли платежи $p_K \rho_i R k_i u_i$ за пользование капиталом, нас не интересуют, потому что это денежная транзакция, пусть и привязанная к некоторому физическому объему $k_i u_i$ запаса капитала, который необходим отрасли для работы на заданном уровне интенсивности u_i . Напомним, что, согласно фон Нейману, капитал и труд можно считать доступными в любых нужных объемах. Для нас важно здесь только то, что в таких

транзакциях с точки зрения динамики не происходит расходование средств производства, а лишь повышение итоговой цены выпускаемого соответствующей отраслью товара. Потребление этих средств производства отражается только в строке, отвечающей амортизации («Средства производства» в табл. 2), где его объем равен $\delta_i k_i u_i$ при работе отрасли i с интенсивностью u_i . Поскольку соответствующие итоги в ТЗВ для накопления и потребления основного капитала одинаковы (и равны $p_k b_{k,k} u_k$), то ситуация ничем не отличается от обсуждавшейся ранее калибровки обычных товаров, для которой указаны два подхода в зависимости от начального выбора интенсивностей. С трудовыми ресурсами ситуация осложняется несовпадением столбцовых и строковых итогов (Y и $p_L L$, соответственно) из-за наличия сбережений, трансфертов в натуральной форме и прочего у домохозяйств и трудности от этого разумной PQ-факторизации дохода Y : требуется, например, построение хиксианского индекса благосостояния (см. [Rutherford, 1999]), что не решает проблему сопоставимости физических объемов по строкам и столбцам. Поскольку запас L труда в экономике, измеряемый, например, в миллионах человеко-лет, является более интуитивно понятной единицей измерения физического объема, чем какой-либо индекс благосостояния домохозяйств, то при калибровке считаем, что сектор домохозяйств произвел L единиц труда, а параметры $a_{i,L}$, исходя из этого, пересчитываем для выбранной интенсивности u_L .

Это несколько длинное рассуждение приводит к крайне простому способу вычисления матриц A и B при калибровке модели фон Неймана для расширенного ее варианта при обсуждавшейся ранее нормировке интенсивностей и цен к единицам, как это часто принято в вычислимых моделях общего равновесия. В качестве матрицы A просто берем таблицу использования товаров и услуг в основных ценах, у которой оставляем только столбцы и строки для: (1) групп товаров и услуг, (2) накопления/потребления основного капитала и (3) потребления домохозяйств и оплату труда. В качестве B берем матрицу формирования выпуска товаров и услуг из таблицы ресурсов, к которой по диагонали снизу приписываем итоги для «P.51c Потребление основного капитала» и для «D.11 Заработная плата», тем самым добавляя два столбца и две строки. Именно этот способ и применялся при расчетах как для ТРИ, так и для ТЗВ.

К сожалению, у некоторых стран за отдельные годы в ТРИ и ТЗВ отсутствовали данные по ряду кодов СНС, таких как упомянутые «P.51c», «D.11» и другие показатели, необходимые для калибровки расширенного варианта модели фон Неймана. В связи с этим в табл. 4 представлен перечень соответствующих кодов и методы, использованные для восполнения недостающей информации.

Т а б л и ц а 4

Список отсутствующей информации для калибровки расширенного варианта модели фон Неймана в ТРИ и ТЗВ рассматриваемых стран

Table 4

Information Lacking for Calibration of the Extended Version of the von Neumann Model in the SUTs and IOTs of the Countries Under Consideration by Year

Страна	Годы	Отсутствующие коды СНС	Метод заполнения пропусков
Белоруссия	2012–2020	D.11	Данные D.1 вместо D.11
Казахстан	2001–2022	D.11	Данные D.1 вместо D.11
Киргизия	2016–2022	P.51	Данные P.51 + P.53 вместо P.51
Китай	2012, 2015, 2017, 2020	D.11	Данные D.1 вместо D.11
Россия	1996–2003	D.11	Данные D.1 вместо D.11
		P.51c	Использованы данные счета «Образование доходов по отраслям» из статистических сборников
	2012–2020	P.51	Данные P.51 + P.53 вместо P.51
Украина	2013–2021	D.11, P.51c	Использованы данные счета «Производство и формирование доходов» из статистического сборника
Узбекистан	2018	P.51c	Были предположены одинаковые с Казахстаном доли потребления основного капитала в выпусках всех отраслей, а общий объем был известен из данных СНС

Источник: составлено автором на основе статистических сборников: Национальные счета России в 1996–2003 годах. М.: ФСГС России, 2004; Национальные счета России в 1997–2004 годах. М.: ФСГС России, 2005; Національні рахунки України за 2022 рік. Киев: Державна служба статистики України, 2024.

Отметим, что иногда взятые из упомянутых в табл. 4 статистических сборников разбиения отраслей не совпадали с ТРИ и ТЗВ. Тогда производилась агрегация или дезагреция данных. Последняя основывалась на предположении о постоянстве доли соответствующего показателя в выпуске внутри дезагрегируемой группы.

Напомним, что в табл. 4 «D.11 Заработная плата» является частью «D.1 Оплата труда» и отличается от последней на «D.12 Социальные выплаты», которые в контексте нашего обсуждения можно рассматривать как некоторые налоги на труд. Именно поэтому для калибровки нужны данные для «D.11» как некого аналога использования труда в базовых ценах. В этой связи возникает закономерный вопрос: насколько большую ошибку в вычислениях темпов роста *g* принесет предложенная в табл. 4 калибровка модели, предполагающая при отсутствии данных для «D.11» их замену на данные «D.1»? Табл. 5 показывает на примере стран, у которых известны оба показателя, что в целом эта ошибка невелика.

Т а б л и ц а 5

**Значения темпов роста g при различных способах
(правильном — «D.11» и неправильном — «D.1») калибровки «товара» для труда
у расширенного варианта модели фон Неймана (%)**

T a b l e 5

**Growth Rates g Using Different Methods (correct — “D.11” and incorrect — “D.1”)
for Calibrating Labor as a Commodity in the “Extended” Version of the von Neumann Model (%)**

Страна	Год	D.11	D.1
Азербайджан (ТЗВ)	2011	21,23	20,80
	2016	14,60	14,06
	2021	14,59	14,62
Киргизия (ТРИ)	2016	10,47	7,91
	2017	6,95	6,86
	2018	4,66	4,73
	2019	3,63	3,68
	2020	4,33	2,96
	2021	3,33	3,25
	2022	-2,17	-1,52
Украина (ТЗВ)	2013	6,96	6,98
	2014	8,10	7,47
	2015	9,90	9,04
	2016	9,79	8,43
	2017	10,87	9,40
	2018	10,12	8,90
	2019	7,29	5,86
	2020	7,01	5,62
	2021	9,35	7,97
	2022		
Россия (ТРИ)	2011	20,37	20,07
	2012	20,35	19,87
	2013	19,01	18,50
	2014	18,27	17,88
	2015	19,26	18,88
	2016	17,01	16,61
	2017	17,14	16,71
	2018	18,08	17,69
	2019	17,70	17,37
	2020	17,88	17,55
	2021	18,29	18,00
Узбекистан (ТРИ)	2018	24,26	24,16
Узбекистан (ТЗВ)	2018	24,47	24,38

Источник: составлено автором на основе проведенных расчетов.

Еще одной общей для многих стран проблемой при расчетах являлось наличие нулевых столбцов в матрице A для классического варианта модели — обычного только для сектора «Деятельность домашних хозяйств с наемными работниками». Это при-

водило в расширенном варианте модели фон Неймана к распаду экономики на несвязанные контуры и возникающим от этого проблемам при численном нахождении решения, из-за того что каждая компонента имела свой максимальный темп роста. Поэтому каждый такой сектор агрегировался с соседним, ближайшим по экономическому смыслу. Для приведенного примера это был обычно сектор «Деятельность по предоставлению прочих персональных услуг». В этом смысле при расчетах использовалась в дополнении к описанному ранее еще и эта «тривиальная» агрегация, а не исходные данные ТРИ и ТЗВ.

Дополнительно «тривиальная» агрегация для Азербайджана и Белоруссии предполагала из-за наличия у них в таблицах использования товаров и услуг в основных ценах отдельных строк для торговых и транспортных наценок объединение их с соответствующими секторами услуг, порождающими эти наценки. Как показывает табл. 6, неучет этих транзакций очень сильно искажает вычисляемые темпы роста g .

Т а б л и ц а 6

Значения темпов роста g Белоруссии при различных способах калибровки услуг, генерирующих торгово-транспортные наценки у расширенного варианта модели фон Неймана (%)

T a b l e 6

Growth Rates g in Belarus Using Different Methods for Calibrating Trade and Transport Services That Generate Margins in the “Extended” Version of the von Neumann Model (%)

Год	Включая наценки	Без наценок
2016	14,77	20,93
2017	15,28	21,59
2018	15,31	22,76
2019	14,79	21,19
2020	15,60	22,33

Источник: составлено автором на основе проведенных расчетов.

В заключение раздела хотелось бы отметить, что практически все страны мира сообщают свои ТРИ и ТЗВ в текущих ценах, и поэтому использованные в статье для проведения расчетов данные были такого же типа. Исключением являются страны ЕС, которые составляют на регулярной основе одновременно эти таблицы и в текущих, и в постоянных ценах⁵ (к предыдущему году), что является трудной задачей (см., например, [López, de la Torre Cuevas, 2023]), поскольку переход от одного типа таблиц к другому требует знания значений дефляторов для отдельных ячеек таблиц: из-за взаимозависимости отраслей одним классическим дефлятором ВВП уже нельзя обой-

⁵ <https://ec.europa.eu/eurostat/web/esa-supply-use-input-tables/database>.

тись. В частности, по этой причине, несмотря на сравнительную математическую простоту, динамические модели Леонтьева так и не получили до сих пор большого распространения по сравнению со статическим межотраслевым балансом (далее — МОБ), поскольку достаточно трудно построить ряды ТЗВ, согласованные с дефляторами, запасами капитала и текущими ценами.

Важно отметить, что модель фон Неймана, как и подмодель⁶ МОБ модели Леонтьева, оперирует физическими объемами, а физические объемы в ТРИ/ТЗВ представлены неявно через стоимостные потоки, выраженные в согласованной системе цен в пределах одного года. Эта система при калибровке строилась, в частности, как было описано ранее, с выбором единицы измерения так, чтобы цена была равна 1 в соответствующий год. Такой подход иногда называют нормировкой Харбергера (Harberger normalization). Если бы существовали идеально согласованные с помощью дефляторов таблицы в текущих и постоянных ценах, результаты расчетов темпов роста не изменились бы, поскольку модель использует только внутренние пропорции физических объемов данного года.

В этом можно убедиться, например, из следующего простого примера для случая ТЗВ. Ее первый квадрант Z можно записать при PQ -факторизации с произвольным положительным вектором цен p как $Z = \hat{p}A_p\hat{u}_p$ (табл. 2), то есть $A_p = \hat{p}^{-1}Z\hat{u}_p^{-1}$. Здесь использовались стандартные для моделей МОБ обозначения с крышечками для операторов вложения $\hat{\cdot}: \mathbb{R}^n \hookrightarrow M_{n \times n}(\mathbb{R})$, которые каждому вектору из $\mathbb{R}^n$ ставят в соответствие диагональную матрицу, составленную из координат этого вектора. Как уже говорилось ранее, для случая ТЗВ модель фон Неймана сводится, по сути, к поиску наибольшего собственного значения, то есть надо найти наибольшее λ , удовлетворяющее уравнению $A_p x = \lambda x$ или, что то же, $Z\hat{u}_p^{-1}x = \lambda \hat{p}\hat{u}_p\hat{u}_p^{-1}x$, но последнее уравнение не зависит на самом деле от выбора p , поскольку диагональная матрица $\hat{p}\hat{u}_p$ при любом положительном векторе цен p тождественно равна диагональной матрице со стоимостями выпуска на диагонали, а собственный вектор $\hat{u}_p^{-1}x$ сам по себе нас не интересует. Это нехитрое рассуждение демонстрирует инвариантность спектра матриц технологических коэффициентов A при различных способах ее калибровки. Использование дефляторов лишь делает p отличным от стандартного вектора из единиц, принятого в подходе Харбергера к калибровке. Аналогичное рассуждение можно провести и для случая ТРИ.

⁶ Вторую подмодель обычно называют подмоделью равновесных цен.

Таким образом, межвременная инфляция в рамках используемого теоретического подхода не должна влиять на получаемые оценки, так как модель фон Неймана не использует информацию о динамике цен в разные годы и не сравнивает стоимостные величины во времени: каждый год анализируется как отдельная стационарная структура, а сравнение потенциалов роста в разные годы и с разными странами строится на основе их физических, а не ценовых характеристик.

3. Результаты расчетов

Для расширенного (капиталом и трудом) и классического (без них) вариантов калибровки модели фон Неймана результаты вычислений темпа роста g на основе исходных национальных ТРИ и ТЗВ (с применением «тривиальной» агрегации (см. раздел 2) и, возможно, ее симметризаций) можно найти в табл. 7 и 8 соответственно.

В этих таблицах обращают на себя внимание результаты для ТРИ у Азербайджана и Казахстана, где отмечаются очень высокие темпы сокращения экономики. Это неудивительно для ситуаций, в которых число товаров и услуг в ТРИ превосходит число отраслей экономики: из-за фиксированности пропорций потребляемых ресурсов у экономики недостаточно отраслей, чтобы «собрать» нужный вектор выпусков согласно оптимальному плану, что в большинстве случаев ведет к неэффективности за счет перепроизводства ненужных товаров и услуг. Отметим тем не менее, что выявленная структурная неэффективность носит в данном случае искусственный характер, поскольку каждая из отраслей ТРИ содержит на самом деле тысячи предприятий.

Когда же число отраслей больше или равно числу товаров, везде в табл. 7 получаются устойчивые положительные темпы g расширения экономики, кроме одного результата по Киргизии, где в 2022 году отмечен темп $g = -2,17\%$. Вероятно, это связано с сильной неравновесностью наблюдаемой динамики экономики Киргизии в этот период: например, номинальный ВВП, согласно данным Всемирного банка, с 2021 по 2022 год вырос с 9,2 до 12,1 млрд долл., то есть более чем на 30%. Эти данные вызывают много вопросов, и, по-видимому, такая ситуация разрешится со временем при ближайшем пересмотре показателей СНС. Вполне возможно также, что дополнительным фактором стала краткосрочная структурная деформация спроса, связанная с притоком релокантов из России: резкий рост потребления мог существенно изменить межотраслевые пропорции и временно вывести экономику за пределы ее обычной производственной структуры, что и проявилось в виде отрицательного значения темпа g в 2022 году. Однако точное выяснение причин требует как времени для выхода новой статистики, так и дополнительных исследований.

Т а б л и ц а 7

Т a b l e 7

Значения темпа роста g (%) для тривиальных и симметризирующих их агрегаций ТРИ и ТЗВ в случае расширенного (с капиталом и трудом) способа калибровки модели фон Неймана

Growth Rate g (%) for Trivial and Symmetrizing Aggregations of SUTs and IUTs
Using the Extended (with capital and labor) Method of Calibrating the von Neumann Model

Год	Азербайджан			Белоруссия			Казахстан			Киргизия		КНР		РФ		Украина		Узбекистан	
	ТРИ	ТРИ*	ТЗВ	ТЗВ*	ТРИ	ТРИ	ТРИ	ТРИ*	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТЗВ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТЗВ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ
1996														24,90	15,56				
1997														25,42	16,51				
1998														21,86	13,86				
1999														25,08	17,67				
2000														30,20	22,47				
2001								10,50	10,50					30,04	21,28				
2002								11,25	12,14					30,26	21,11				
2003								12,26	12,67					30,91	21,13				
2004								14,58	15,22										
2005								22,89	23,36										
2006								22,16	22,77										
2007								21,80	19,68										
2008								22,82	20,33										
2009								21,32	18,42										
2010								20,74	19,72										
2011	-99,99	23,58	21,23	23,62				22,25	20,93					20,37					
2012					16,77			22,14	22,98			17,06		20,35					
2013					17,46			19,34	18,87					19,01		6,96			
2014					17,55			21,05	20,61					18,27		8,10			

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 7

Год	Азербайджан			Белоруссия			Казахстан			Киргизия		КНР		РФ		Украина		Узбекистан	
	ТРИ	ТРИ*	ТЗВ	ТЗВ*	ТРИ	ТРИ	ТРИ	ТРИ*	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТЗВ	ТРИ	ТРИ	ТЗВ	ТЗВ	ТРИ	ТРИ	ТЗВ
2015					14,24		-58,07	18,70	18,36			15,73		19,26		9,90			
2016	-99,99	15,09	14,60	15,26	14,77		-52,16	17,74	17,30	10,47				17,01		9,79			
2017					15,28		-50,87	18,57	18,34	6,95		18,15		17,14		10,87			
2018					15,31		-52,60	17,54	17,31	4,66				18,08		10,12		24,26	24,47
2019					14,79		-53,96	18,27	18,07	3,63				17,70		7,29			
2020					15,60		-45,48	20,41	20,15	4,33		18,55		17,88		7,01			
2021	-99,99	17,03	14,59	17,11			-68,38	17,44	17,25	3,33				18,29		9,35			
2022							-83,57	19,50	19,41	-2,17									

Источник: составлено автором на основе проведенных расчетов.

Т а б л и ц а 8

Значения темпа роста g (%) для тривиальных и симметризирующих их агрегаций ТРИ и ТЗВ в случае классического (без капитала и труда) способа калибровки модели фон Неймана

T a b l e 8

Growth Rate g (%) for Trivial and Symmetrizing Aggregations of SUTs and IUTs Using the Classical (without capital and labor) Method of Calibrating the von Neumann Model

Год	Азербайджан			Белоруссия			Казахстан			Киргизия		КНР		РФ		Украина		Узбекистан	
	ТРИ	ТРИ*	ТЗВ	ТЗВ*	ТРИ	ТРИ	ТРИ	ТРИ*	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТЗВ	ТРИ	ТРИ	ТЗВ	ТЗВ	ТРИ	ТРИ	ТЗВ
1996														121,32	100,12				
1997														132,17	110,41				
1998														128,23	106,66				
1999														116,23	103,55				
2000														114,35	101,52				

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 8

Год	Азербайджан		Белоруссия		Казахстан		Киргизия		КНР		РФ		Украина		Узбекистан	
	ТРИ	ТРИ*	ТЗВ	ТЗВ*	ТРИ	ТРИ*	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТРИ	ТЗВ	ТЗВ	ТРИ	ТРИ	ТЗВ
2001						73,06	72,59				109,73	92,60				
2002						79,41	78,76				108,47	92,67				
2003						81,42	80,82				110,72	90,73				
2004						86,82	86,01									
2005						104,31	103,21									
2006						110,37	109,67									
2007						95,46	96,15									
2008						95,13	97,44									
2009						104,06	106,83									
2010						115,02	120,13									
2011	-99,99	143,96	106,59	143,92		114,92	116,54				87,61					
2012						120,01	124,63			49,28	88,51					
2013						128,39	127,38				86,68		69,60			
2014						138,81	136,38				86,61		66,48			
2015						-3,39	149,92		45,81		87,95		68,81			
2016	-99,99	141,75	65,89	143,83		12,89	138,06	45,63			84,25		62,09			
2017						20,53	132,07		58,17		84,88		61,83			
2018						67,70	12,85				83,04		62,36	66,18	67,88	
2019						71,11	15,00				84,57		62,34			
2020						71,42	28,28		61,04		80,57		58,73			
2021	-99,99	155,99	96,11	152,99		-36,88	122,96	55,49			80,41		62,25			
2022						-77,17	123,90									

Источник: составлено автором на основе проведенных расчетов.

В табл. 8 значения g оказываются ожидаемо заметно выше аналогичных из табл. 7, поскольку нет необходимости тратить на создание средств производства и изготовление товаров для потребления домохозяйствами. В отличие от табл. 7, результаты табл. 8 вряд ли могут быть практически полезны, и последняя была приведена лишь с целью проиллюстрировать устойчивость динамики показателей g и в классическом варианте модели фон Неймана.

Отметим тем не менее, что, например, в [Ху, Yan, 2011] авторы анализировали динамику именно для классического случая, несмотря на его нереалистичность, и сделали ряд выводов: для Китая с 1987 по 2007 год соотношение между промежуточным использованием и совокупным выпуском продукции становится всё больше и больше, то есть темпы конечного спроса становятся всё меньше и меньше. В этой связи табл. 7 также может быть полезна для сопоставления с результатами других авторов. Так, если воспользоваться формулой $g = \frac{1}{\lambda_{max}} - 1$ для случая ТЗВ, то для Китая в 2012 году получим максимальное собственное значение λ_{max} матрицы коэффициентов прямых затрат, равное 0,6698, что удивительно совпадает (на первых четырех значащих цифрах!) с аналогичным значением из [Ху, Yan, 2011] для Китая в 2005 году, причем и в табл. 8, и в [Ху, Yan, 2011] расчеты проводились на 17-отраслевых ТЗВ с одинаковым набором отраслей.

Несколько забегаая вперед, отметим, что по результатам расчетов обычно значения g для ТЗВ и симметричных⁷ ТРИ с одинаковыми номенклатурами товаров мало отличались друг от друга. Это не наблюдается в России в 1996–2003 годах. Вероятно, это объясняется обилием кризисных явлений в 1990-е и рядом связанных «странностей» в статистике. Так, например, все годы с 1996-го по 2003-й у товарной группы «Сельхозпродукты, услуги по обслуживанию сельского хозяйства и продукты лесного хозяйства» наблюдалось отрицательное «Р.51 Валовое накопление основного капитала». Это, конечно же, далеко от равновесной ситуации из-за ежегодного деинвестирования, хотя и продлилось минимум 8 лет. Тестовые расчеты, где занулялись все отрицательные транзакции для столбца «Р.51», тем не менее слабо поменяли результаты расчетов. Заметим, что для прочих стран нигде не встречались отрицательные транзакции для «Р.51».

Для наглядного представления, какие ТРИ и ТЗВ были задействованы в расчетах, результаты которых отражены в табл. 7 и 8, приводится табл. 9.

⁷ Симметричных в смысле одинакового набора товаров и отраслей.

Т а б л и ц а 9

Сведения об использованных для расчетов таблиц 7 и 8 национальных ТРИ и ТЗВ

T a b l e 9

SUTs and IOTs Used for Calculations in Tables 7 and 8

Страна	Годы	Тип таблицы и номенклатура	Размеры (товар × отрасль)
Азербайджан	2011, 2016, 2021	ТРИ (NACE 2.0)	81 × 19
		ТЗВ (NACE 2.0)	81 × 81
		ТРИ*	19 × 19
		ТЗВ*	19 × 19
Белоруссия	2012–2013	ТРИ (NACE 1.1)	30 × 30
	2014–2015	ТРИ (NACE 1.1)	31 × 31
	2016–2020	ТРИ (NACE 2.0)	83 × 83
Казахстан	2001–2022	ТРИ (NACE 2.0)	125 × 71
	2001–2022	ТРИ*	71 × 71
	2001–2011	ТЗВ (NACE 2.0)	60 × 60
	2012–2022	ТЗВ (NACE 2.0)	68 × 68
Киргизия	2016–2022	ТРИ (NACE 2.0)	38 × 38
Китай	2012, 2015, 2017, 2020	ТЗВ (NACE 2.0)	17 × 17
Россия	1996–1999	ТРИ (ОКОНХ)	22 × 22
	2000–2003		24 × 24
	1996–2003	ТЗВ (ОКОНХ)	22 × 22
	2011–2015	ТРИ (NACE 1.1)	59 × 59
	2016–2021	ТРИ (NACE 2.0)	61 × 61
Украина	2013–2021	ТЗВ (NACE 2.0)	42 × 42
Узбекистан	2018	ТРИ (NACE 2.0)	78 × 78
		ТЗВ (NACE 2.0)	78 × 78

Источник: составлено автором.

Данные, которые относятся к России, в табл. 9 требуют дополнительного пояснения. Росстат за 2011, 2016 и 2021 годы публиковал базовые ТРИ и основанные на них ТЗВ (причем в разной детализации даже за отдельные годы!), которые имели в несколько раз бóльшие размеры, чем указано в табл. 9, поэтому за соответствующие годы была предварительно произведена их агрегация с целью добиться одинакового уровня детализации товаров/отраслей. Все группы отраслей в точности совпадали с разделами и подразделами номенклатуры NACE соответствующей версии. Для понимания наблюдаемого влияния агрегации на результаты приведем на примере России результаты расчетов темпов g для базовых таблиц и их различных агрегаций в табл. 10.

Результаты табл. 10 свидетельствуют, что различные симметричные агрегации ТРИ и ТЗВ обычно имеют близкие темпы роста g , причем не наблюдается значительного различия между малыми разбиениями и большими. Особенно примечательны расчеты для

2016 года: Росстат предоставил не только разные агрегации, но и разные номенклатуры — NACE 1.1 и 2.0. Негармонизированность этих номенклатур друг с другом на ряде групп товаров и услуг, как видно из табл. 10, на результаты сильно не повлияла. Отсутствие монотонности изменений g при укрупнении разбиений не вызывает удивления, если принять во внимание теорему из [Morgenstern, Thompson, 1976. Р. 91], согласно которой агрегация отраслей уменьшает или оставляет неизменным g , а агрегация товаров, напротив, увеличивает g или оставляет его неизменным. То есть при симметричной агрегации вклады в изменения при агрегации строк и столбцов будут противоположными по знаку и общий эффект в целом предсказать нельзя, что мы и наблюдаем в табл. 7, 8 и 10.

Т а б л и ц а 1 0

Темпы роста g (%) в России для расширенного варианта модели фон Неймана (с капиталом и трудом), рассчитанные для различных агрегаций базовых таблиц

T a b l e 1 0

**Growth Rates g (%) for the Extended Version of the von Neumann Model (with capital and labor)
Calculated for Different Aggregations of the Base Tables**

Год	Версия базовых таблиц Росстата	Агрегация и тип таблиц			
		«триви- альная»	10 отраслей	3 отрасли	«триви- альная»
		ТРИ	ТРИ	ТРИ	ТЗВ
2011	Номенклатура 2011 года на основе NACE 1.1	−94,22 (248 × 178)			20,04 (126 × 126)
2011	Номенклатура 2016 года на основе NACE 1.1	−96,78 (206 × 98)			20,22 (98x × 98)
2011	Укороченная номенклатура для ТРИ за 2012–2015 годы на основе NACE 1.1	20,37 (59 × 59)	18,56 (10 × 10)	19,12 (3 × 3)	
2016	Номенклатура 2016 года на основе NACE 1.1	−90,38 (206 × 98)			16,61 (98 × 98)
2016	Укороченная номенклатура для ТРИ за 2012–2015 годы на основе NACE 1.1	16,83 (59 × 59)			
2016	Укороченная номенклатура для ТРИ за 2017–2020 годы на основе NACE 2.0	17,01 (61 × 61)	15,12 (10 × 10)	15,33 (3 × 3)	
2021	Укороченная номенклатура для ТРИ за 2017–2020 годы на основе NACE 2.0	18,29 (61 × 61)	16,97 (10 × 10)	17,65 (3 × 3)	
2021	Номенклатура 2021 года на основе NACE 2.0	−77,23 (243 × 97)			18,07 (113 × 113)

Примечание. В скобках даны размеры таблиц (товары × отрасли).

Источник: составлено автором.

В завершение раздела приведем результаты расчета для 10-отраслевой и 3-отраслевой агрегаций, в которых все рассмотренные страны имеют одинаковый набор товаров и отраслей, что позволяет проводить еще и межстрановые сопоставления (табл. 11 и 12). Отметим, что вновь у Киргизии наблюдались отрицательные темпы роста g , вероятно, из-за отмеченных ранее странностей в статистике⁸.

Данные статистики свидетельствуют о наличии неплохой устойчивости темпов роста g по агрегациям симметричных ТРИ и ТЗВ, но имеет смысл упомянуть результаты из [Панюков, Латипова, 2012], которые гарантируют робастность полученных в настоящей работе оценок g , как минимум при ошибках округления неизбежных в реальных ТРИ и ТЗВ.

При интерпретации полученных результатов важно еще раз отметить, что классическая модель фон Неймана предполагает неограниченную доступность труда и капитала в долгосрочном периоде. Это допущение позволяет выделить чисто технологическую границу максимально возможного устойчивого роста, определяемую исключительно структурой межотраслевых связей. Однако в реальных экономиках труд и капитал подвержены существенным институциональным и демографическим ограничениям, которые могут значительно различаться в разных странах. Например, Россия в некоторые периоды времени сталкивалась с дефицитом рабочей силы в отдельных секторах, тогда как Китай долгое время имел ее структурный избыток. Инвестиционные ограничения, стоимость капитала и механизмы его накопления также неоднородны между государствами. Учет этих неоднородностей неизбежно приведет к наложению дополнительных ограничений и снижению максимально возможных темпов устойчивого роста.

По этой причине сравнение потенциальных темпов роста, рассчитанных в рамках модели фон Неймана, следует рассматривать не как прогноз реально достижимой динамики, а как оценку верхней границы роста, обусловленной существующей производственной структурой. Результаты отражают прежде всего различия в эффективности технологических связей и межотраслевых пропорций, а не фактические институциональные возможности воспроизводства факторов производства. Включение труда и капитала в расширенный вариант модели следует интерпретировать как расширение пространства производимых ресурсов в рамках формализма фон Неймана, а не как утверждение о полной эластичности предложения факторов в реальных условиях, хотя монархии Персидского залива представляют собой обсуж-

⁸ При желании можно убедиться в этом непосредственно, проверив непродуктивность матрицы $B - A$ (см. [Nikaido, 1968. P. 147]). Для этого нужно написать простую задачу линейного программирования $(B - A)u, u \geq 0$ и убедиться, что таких u не существует.

дававшиеся ранее примеры, где это предположение можно считать приблизительно выполненным. Дальнейшие исследования могут быть направлены на интеграцию явных ограничений на факторы производства или на анализ чувствительности полученных оценок к демографическим и инвестиционным сценариям.

В этой связи результаты расширенной модели нужно рассматривать скорее как исследование технологического потенциала, а не фактической воспроизводимости трудовых ресурсов. В реальных экономиках миграционные, институциональные и социальные ограничения могут сделать достижение этих предельных траекторий невозможным, но структурное сравнение всё равно остается, на взгляд автора, информативным.

Отрицательные значения темпов роста g среди всех рассмотренных агрегаций возникали только в случаях ТРИ, и практически всегда такие ТРИ были прямоугольными и содержали больше товаров, чем отраслей, то есть $g < 0$ являлись проявлениями несоответствия размерностей таблиц (кроме случая Киргизии, который, как уже отмечалось, объяснялся странностями в статистике). Это приводило к искусственной структурной неэффективности, не отражающей реального состояния экономик из-за «недостаточности» производственных процессов, чтобы «собрать» равновесный набор товаров, удовлетворяющий пропорциям расширения экономики. При переходе к ТЗВ или симметризованным ТРИ* отрицательные значения исчезали, то есть проблема является полностью методологической, связанной с особенностями ведения статистики, а не экономической. Для ТЗВ и симметричных ТРИ значения g были близки между собой на разных агрегациях. Более того, если использовать агрегации с числом отраслей бóльшим числа укрупненных товарных групп, то результаты тоже оказывались очень близки к симметричным случаям, что демонстрирует робастность показателя g и искусственность проблемы «недостатка» отраслей в ТРИ у рассматриваемых стран.

Отметим, что сопоставление с фактическими показателями роста экономик найденных темпов g представляет отдельную непростую задачу, поскольку расширение экономики в целом с постоянным коэффициентом практически никогда не встречается в реальности. Другой серьезной проблемой является наблюдаемая на практике множественность равновесий, отвечающих одному и тому же темпу g . В этой ситуации становится совершенно не понятно, как сопоставлять «нереализованный» рост у разных стран при различных равновесиях экономики, причем разной степени социальной неприемлемости из-за закрытия разного набора отраслей. Тем не менее приведем в качестве грубого ориентира в табл. 13 сопоставление темпов роста ВВП в постоянных ценах с темпами из табл. 11, интерпретируя их различие как «нереализованный» потенциал роста ВВП.

Т а б л и ц а 11

Значения темпа роста g (%) для 10-отраслевых агрегаций ТРИ и ТЗВ в случае расширенного (с капиталом и трудом) способа калибровки модели фон Неймана

Т а б л и ц а 11

Growth Rate g (%) for 10-Industry Aggregations of SUTs and IOTs Using the Extended (with capital and labor) Method of Calibrating the von Neumann Model

Годы	Азербайджан		Белоруссия		Казахстан		Киргизия		Китай		Россия		Украина		Узбекистан	
	ТЗВ	ТРИ	ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ
1996											25,08	15,75				
1997											25,78	16,84				
1998											22,43	14,41				
1999											26,55	18,96				
2000											32,08	23,99				
2001					9,98	9,98					31,49	22,44				
2002					11,25	11,25					31,62	22,22				
2003					11,66	11,66					32,38	22,41				
2004					14,01	14,01										
2005					21,28	21,28										
2006					20,78	20,78										
2007					19,44	19,18										
2008					20,16	19,97										
2009					18,24	18,24										
2010					19,46	19,68										
2011	21,27				21,39	21,55					18,56					
2012			14,91		22,61	23,09			16,24		18,00					
2013			13,71		19,37	19,36					16,57		4,70			
2014			15,00		19,44	19,43					16,03		5,44			
2015			11,41		16,96	16,96			15,05		17,26		6,48			
2016	14,99		12,20		16,60	16,59	5,03				15,12		7,04			

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 1 1

Годы	Азербайджан ТЗВ	Белоруссия		Казахстан		Киргизия		Китай		Россия		Украина		Узбекистан	
		ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТЗВ	ТРИ	ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ
2017		12,44		17,77	17,79	6,15	17,10		15,38			7,66			
2018		12,33		17,65	17,65	4,81			17,10			6,92		22,19	22,22
2019		12,45		17,84	17,84	-7,10			16,64			4,69			
2020		14,47		19,21	19,21	5,94	17,05		16,10			4,65			
2021	16,93			16,98	16,98	4,90			16,97			6,77			
2022				18,59	18,61	-7,87									

Источник: составлено автором на основе проведенных расчетов.

Т а б л и ц а 1 2

Значения темпа роста g (%) для 3-отраслевых агрегаций ТРИ и ТЗВ в случае расширенного (с капиталом и трудом) способа калибровки модели фон Неймана

Table 12

Growth Rate g (%) for 3-Industry Aggregations of SUTs and IOTs Using the Extended (with capital and labor) Method of Calibrating the von Neumann Model

Годы	Азербайджан ТЗВ	Белоруссия		Казахстан		Киргизия		Китай		Россия		Украина		Узбекистан	
		ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТЗВ	ТРИ	ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ
1996									29,39		14,71				
1997									30,06		15,32				
1998									26,98		12,71				
1999									32,55		17,86				
2000									39,91		23,06				
2001				9,86	9,86				37,45		19,90				
2002				11,25	11,25				37,54		19,65				
2003				11,70	11,70				38,47		20,19				

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 1 2

Годы	Азербайджан ТЗВ	Белоруссия		Казахстан		Киризия		Китай ТЗВ	Россия		Украина		Узбекистан	
		ТРИ	ТРИ	ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТРИ		ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТРИ	ТРИ	ТЗВ
2004				14,32	14,32									
2005				21,39	21,39									
2006				21,01	21,01									
2007				19,64	19,68									
2008				20,60	20,63									
2009				18,44	18,55									
2010				19,74	19,75									
2011	29,99			22,04	22,07				19,12					
2012		15,97		23,06	23,38			15,19	24,37					
2013		14,86		19,39	19,38				26,06		4,26			
2014		15,80		19,35	19,35				24,55		5,10			
2015		11,94		16,29	16,29			14,31	29,13		6,04			
2016	18,71	12,14		16,19	16,18				15,33		6,68			
2017		12,81		17,34	17,35	2,10	2,72	16,28	15,75		7,10			
2018		12,48		17,17	17,17	2,32	2,32		17,79		6,44	20,30	20,30	
2019		12,86		17,22	17,22	2,83	2,83		17,22		4,36			
2020		14,92		18,47	18,47	3,80	3,80	16,41	16,24		4,42			
2021				16,55	16,55	0,77	0,77		17,65		6,47			
2022	22,84			18,59	18,59	-0,77	-0,77							

Источник: составлено автором на основе проведенных расчетов.

Т а б л и ц а 13

Значения «нереализованного» темпа роста ВВП в постоянных ценах 2015 года

T a b l e 13

“Unrealized” Growth Rates Based on Table 11 and World Bank Data on GDP Dynamics
in 2015 Constant Prices

Годы	Азербай-жан	Белоруссия	Казахстан		Киргизия	Китай	Россия		Украина	Узбекистан	
	ТЗВ	ТРИ	ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТЗВ	ТРИ	ТРИ	ТЗВ
1996							23,68	14,35			
1997							31,08	22,14			
1998							16,03	8,01			
1999							16,55	8,96			
2000							26,98	18,89			
2001			0,18	0,18			26,79	17,74			
2002			1,95	1,95			24,32	14,92			
2003			2,06	2,06			25,18	15,21			
2004			4,31	4,31							
2005			10,58	10,58							
2006			11,88	11,88							
2007			16,14	15,88							
2008			18,96	18,77							
2009			10,94	10,94							
2010			12,06	12,28							
2011	19,07		16,59	16,75			14,54				
2012		13,91	16,61	17,09		8,46	16,24				
2013		12,06	15,17	15,16			15,83		14,78		
2014		18,83	18,24	18,23			18,00		15,21		
2015		13,94	15,86	15,86		8,27	17,07		4,04		
2016	14,84	9,67	12,50	12,49	0,29		13,29		4,68		
2017		9,29	13,67	13,69	2,39	10,34	12,57		4,17		
2018		10,88	13,15	13,15	0,21		14,90		3,72	15,41	15,44
2019		13,12	20,34	20,34	0,05		19,29		8,44		
2020		12,03	14,91	14,91	0,43	8,48	10,23		1,20		
2021	12,22		13,78	13,78	-4,07		18,41		35,53		
2022			13,49	13,51	-16,88						

Источник: составлено автором на основе проведенных расчетов и данных Всемирного Банка по ВВП.

Заключение

Максимизация темпов экономического роста — одна из важнейших задач экономической политики любого государства. Не менее важно, чтобы это был не краткосрочный, а долгосрочный рост. Модель фон Неймана является простейшим инструментом для оценки его максимально возможного темпа. Хотя про-

гнозируемая ею динамика нестабильна и склонна к сильным колебаниям, а также дает социально неприемлемые равновесия, выдаваемые ею максимально возможные темпы долгосрочного устойчивого расширения экономики могут служить ориентиром при постановке целей.

Так, например, если ставится задача добиться темпов роста, незначительно отличающихся от темпов g , прогнозируемых моделью фон Неймана, то это повод насторожиться и усомниться в реалистичности целей либо подумать о такой трансформации структуры производственной системы страны, в которой g будет выше. При этом задача оптимизации секторной композиции производственного комплекса оказывается неизбежно спектральной и требует в простейших постановках изучения собственных значений получающихся матриц коэффициентов прямых затрат.

По этой причине в настоящей работе была предпринята попытка провести систематическую эмпирическую оценку максимально возможных устойчивых темпов экономического роста в смысле модели фон Неймана для России и ряда соседних государств на протяжении последних трех десятилетий. Расчеты проводились как для классического варианта модели, так и для ее расширенной версии, учитывающей капитал и труд в качестве производимых и потребляемых ресурсов. Для калибровки использовались национальные источники официальной статистики по ТРИ и ТЗВ, а сами расчеты осуществлялись на разных уровнях агрегации с целью оценки устойчивости получаемых результатов.

Идея для расширенной версии позаимствована в работе [Johansen, 1960]. Такое нестандартное предположение о труде как о производимом по мере необходимости товаре неплохо соблюдается для стран с открытой, но крайне жесткой миграционной политикой, пожалуй, лучшими реальными примерами которой являются нефтяные монархии Персидского залива.

Полученные темпы роста оказались в целом реалистичными для случая расширенной версии на симметричных ТРИ и ТЗВ, при этом для обеих версий модели наблюдалась устойчивость динамики g в различных симметричных агрегациях ТРИ и ТЗВ. Прямоугольные ТРИ ожидаемо продемонстрировали значительные отрицательные темпы роста, что в определенном смысле отражает интуитивно понятное соображение о том, что ограниченность числа производственных технологий может блокировать достижение устойчивого роста даже при наличии физических ресурсов. Тем не менее эту ограниченность для столь сильно агрегированных, как в ТРИ и ТЗВ, отраслей стоит признать крайне искусственной и нереалистичной.

Расчетами подтверждена относительная стабильность результатов при переходе к укрупненным схемам агрегации, что позволяет использовать компактные межотраслевые модели для анализа, не теряя при этом критически важную информацию и сокращая время для грубых прикидок.

Сравнительный анализ показал, что российская экономика большие периоды времени имела потенциальные темпы роста с точки зрения модели фон Неймана, сопоставимые с Казахстаном и Китаем, особенно в расширенной модели, для которой они многие годы составляли около 17%. Тем не менее оценить нереализованный странами потенциал роста за эти годы — отдельная и непростая задача, поскольку требуется в том числе анализировать, насколько нереалистичны с практической точки зрения получающиеся равновесия. Возможны также интерпретации наблюдаемых различий между реализованным ростом и теоретическим как издержек превалирующей институциональной структуры.

Литература

1. Абрамов А. П. Сбалансированный рост в моделях децентрализованной экономики. М.: URSS, 2018.
2. Ким И. А. Построение систем таблиц «Затраты — выпуск» России для 1995–2003 годов в «смешанной» номенклатуре ОКОНХ — ОКВЭД // Экономический журнал ВШЭ. 2011. Т. 15. № 3. С. 336–352.
3. Макаров В. Л., Рубинов А. М. Математическая теория экономической динамики и равновесия. М.: Наука, 1973.
4. Панюков А. В., Латипова А. Т. Анализ устойчивости положения равновесия модели Неймана при интервальной неопределенности // Вестник Южно-Уральского государственного университета. 2012. № 2. С. 99–111. DOI: 10.14529/cmse120209.
5. Рубинов А. М. Экономическая динамика // Итоги науки и техники. Серия: Современные проблемы математики. Новейшие достижения. 1982. Т. 19. С. 59–110.
6. Седалищев В. В. Памяти Л. Йохансена: первая в мире CGE-модель и ее демонстрация на примере России // Экономическая политика. 2023. Т. 18. № 4. С. 108–137. DOI: 10.18288/1994-5124-2023-4-108-137.
7. Торопцев Е. Л., Мараховский А. С. Анализ макроструктурной динамики в рамках методологии «Затраты — выпуск» // Журнал Новой экономической ассоциации. 2022. Т. 53. № 1. С. 12–30. DOI: 10.31737/2221-2264-2022-53-1-1.
8. Eurostat Manual of Supply, Use and Input-Output Tables. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities, 2008.
9. Giorgi G. Eigenvalues and Eigenvectors in von Neumann and Related Growth Models: An Overview and Some Remarks // Journal of Mathematics Research. 2016. Vol. 8. No 1. P. 24–37. DOI: 10.5539/jmr.v8n1p24.
10. Johansen L. A Multi-Sector Study of Economic Growth. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1960.
11. Lenzen M., Rueda-Cantuche J. M. A Note on the Use of Supply-Use Tables in Impact Analyses // Statistics and Operations Research Transactions. 2012. Vol. 36. No 2. P. 139–152.
12. López X. P., De la Torre Cuevas F. An Alternative for Tracing the Path Between Supply and Use Tables in Current and Constant Prices // Structural Change and Economic Dynamics. 2023. Vol. 67. P. 293–302. DOI: 10.1016/j.strueco.2023.08.008.

13. Morgenstern O., Thompson G. L. *Mathematical Theory of Expanding and Contracting Economies*. Lexington: Lexington Books, 1976.
14. Morishima M. *Equilibrium, Stability and Growth: A Multi-Sectoral Analysis*. New York: Oxford University Press, 1964.
15. Nikaido H. *Convex Structures and Economic Theory*. New York: Academic Press, 1968.
16. Rutherford T. F. *Applied General Equilibrium Modeling With MPSGE as a GAMS Subsystem: An Overview of the Modeling Framework and Syntax // Computational Economics*. 1999. Vol. 14. P. 1–46.
17. Soklis G. Shape of Wage-Profit Curves in Joint Production Systems: Evidence From the Supply and Use Tables of the Finnish Economy // *Metroeconomica*. 2011. Vol. 62. No 4. P. 548–560. DOI: 10.1111/j.1467-999X.2011.04125.x.
18. Stolwijk H. J. J. *Options for Economic Growth in Bangladesh: An Application of the von Neumann Model*. Amsterdam: Free University Press, 1987.
19. Von Neumann J. A Model of General Economic Equilibrium // *The Review of Economic Studies*. 1945. Vol. 13. No 1. P. 1–9. DOI: 10.2307/2296111.
20. Von Neumann J. L. Über ein Ökonomisches Gleichungssystem und eine Verallgemeinerung // *Ergebnisse eines Mathematischen Kolloquiums*. 1937. B. 8. S. 73–83.
21. Xu D., Yan S. Empirical Analysis of Largest Eigenvalue of Leontief Matrix // *Modeling Risk Management for Resources and Environment in China / ed. by D. D. Wu, Y. Zhou*. New York: Springer, 2011. P. 395–402. DOI: 10.1007/978-3-642-18387-4_44.
22. Zalai E. The von Neumann Model and the Early Models of General Equilibrium // *Acta Oeconomica*. 2004. Vol. 54. No 1. P. 3–38. DOI: 10.1556/aoecon.54.2004.1.2.

References

1. Abramov A. P. *Sbalansirovannyi rost v modelyakh detsentralizovannoy ekonomiki [Balanced Growth in Decentralized Economic Models]*. Moscow, URSS, 2018. (In Russ.)
2. Kim I. A. Postroenie sistem tablits “Zatraty - vypusk” Rossii dlya 1995-2003 gg. v “smeshannoy” nomenklature OKONKh - OKVED [Design of System of I-O Tables for Russia in 1995-2003 in Mixed OKONH (Soviet-Era Classifications for Economic Sectors) - OKVED (Russian Classifications After 2003) Format]. *Ekonomicheskii zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 2011, vol. 15, no. 3, pp. 336-352. (In Russ.)
3. Makarov V. L., Rubinov A. M. *Matematicheskaya teoriya ekonomicheskoy dinamiki i ravnovesiya [Mathematical Theory of Economic Dynamics and Equilibrium]*. Moscow, Nauka, 1973. (In Russ.)
4. Panyukov A. V., Latipova A. T. Analiz ustoychivosti polozheniya ravnovesiya modeli Neymana pri interval'noy neopredelennosti [Stability Analysis of Equilibrium Position of von Neumann's Model Under Interval Uncertainty]. *Vestnik Yuzhno-Ural'skogo gosudarstvennogo universiteta [Bulletin of the South Ural State University]*, 2012, no. 2, pp. 99-111. DOI: 10.14529/cmse120209. (In Russ.)
5. Rubinov A. M. *Ekonomicheskaya dinamika [Economic Dynamics]. Itogi nauki i tekhniki. Seriya: Sovremennye problemy matematiki. Noveyshie dostizheniya [Results of Science and Technology. Series: Modern Problems of Mathematics. Latest Achievements]*, 1982, vol. 19, pp. 59-110. (In Russ.)
6. Sedalishchev V. V., Pamyati L. Yokhansena: pervaya v mire CGE-model' i ee demonstratsiya na primere Rossii [In Memory of L. Johansen: The World's First CGE Model and Its Application to Russia]. *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 2023, vol. 18, no. 4, pp. 108-137. DOI: 10.18288/1994-5124-2023-4-108-137. (In Russ.)
7. Toroptsev E. L., Marakhovskiy A. S. Analiz makrostrukturnoy dinamiki v ramkakh metodologii “Zatraty - vypusk” [Analysis of Macrostructural Dynamics Framed by the “Input-Output” Methodology]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2022, vol. 53, no. 1, pp. 12-30. DOI: 10.31737/2221-2264-2022-53-1-1. (In Russ.)

8. Eurostat *Manual of Supply, Use and Input-Output Tables*. Luxembourg, Office for Official Publications of the European Communities, 2008.
9. Giorgi G. Eigenvalues and Eigenvectors in von Neumann and Related Growth Models: An Overview and Some Remarks. *Journal of Mathematics Research*, 2016, vol. 8, no. 1, pp. 24-37. DOI: 10.5539/jmr.v8n1p24.
10. Johansen L. *A Multi-Sector Study of Economic Growth*. Amsterdam, North-Holland Publishing Company, 1960.
11. Lenzen M., Rueda-Cantuche J. M. A Note on the Use of Supply-Use Tables in Impact Analyses. *Statistics and Operations Research Transactions*, 2012, vol. 36, no. 2, pp. 139-152.
12. López X. P., De la Torre Cuevas F. An Alternative for Tracing the Path Between Supply and Use Tables in Current and Constant Prices. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2023, vol. 67, pp. 293-302. DOI: 10.1016/j.strueco.2023.08.008.
13. Morgenstern O., Thompson G. L. *Mathematical Theory of Expanding and Contracting Economies*. Lexington, Lexington Books, 1976.
14. Morishima M. *Equilibrium, Stability and Growth: A Multi-Sectoral Analysis*. New York, Oxford University Press, 1964.
15. Nikaido H. *Convex Structures and Economic Theory*. New York, Academic Press, 1968.
16. Rutherford T. F. Applied General Equilibrium Modeling With MPSGE as a GAMS Subsystem: An Overview of the Modeling Framework and Syntax. *Computational Economics*, 1999, vol. 14, pp. 1-46.
17. Soklis G. Shape of Wage-Profit Curves in Joint Production Systems: Evidence From the Supply and Use Tables of the Finnish Economy. *Metroeconomica*, 2011, vol. 62, no. 4, pp. 548-560. DOI: 10.1111/j.1467-999X.2011.04125.x.
18. Stolwijk H. J. J. *Options for Economic Growth in Bangladesh: An Application of the von Neumann Model*. Amsterdam, Free University Press, 1987.
19. Von Neumann J. A Model of General Economic Equilibrium. *The Review of Economic Studies*, 1945, vol. 13, no. 1, pp. 1-9. DOI: 10.2307/2296111.
20. Von Neumann J. L. Über ein ökonomisches Gleichungssystem und eine Verallgemeinerung. *Ergebnisse eines mathematischen Kolloquiums*, 1937, B. 8, S. 73-83.
21. Xu D., Yan S. Empirical Analysis of Largest Eigenvalue of Leontief Matrix. In: Wu D. D., Zhou Y. (eds.). *Modeling Risk Management for Resources and Environment in China*. New York, Springer, 2011, pp. 395-402. DOI: 10.1007/978-3-642-18387-4_44.
22. Zalai E. The von Neumann Model and the Early Models of General Equilibrium. *Acta Oeconomica*, 2004, vol. 54, no. 1, pp. 3-38. DOI: 10.1556/aoecon.54.2004.1.2.