

МОДЕЛИРОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ КАЧЕСТВА МОНЕТАРНОЙ СИСТЕМЫ И УРОВНЯ ЦИФРОВИЗАЦИИ НА ЭКОНОМИЧЕСКИЙ РОСТ

Е. Г. ГОСПОДАРИК^{1), 2)}, Г. М. РАДКЕВИЧ¹⁾

¹⁾Белорусский государственный университет, пр. Независимости, 4, 220030, г. Минск, Беларусь

²⁾Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации,
пр. Ленинградский, 49, 125167, г. Москва, Россия

Аннотация. С помощью эконометрических моделей изучается влияние на экономический рост страны таких факторов, как денежно-кредитная система и уровень цифровизации. В рамках первой эконометрической модели построен прогноз роста ВВП на душу населения до 2050 г. по обменному курсу в постоянных долларах США 2015 г. Показателями, отражающими качество монетарной системы, выступили валовое накопление капитала, темп роста денежной массы и доля общих резервов в валовом внешнем долге. В рамках второй эконометрической модели в качестве факторов, оказывающих влияние на уровень цифровизации, рассматривались количество интернет-пользователей и абонентов мобильной связи, экспорт информационных технологий, индекс инноваций в рейтинге Всемирной организации интеллектуальной собственности. Результаты исследования показали, что за счет ускорения выполнения повседневных задач с помощью интернета и мобильной связи, упрощения рабочих процессов и возрастания производительности труда происходит рост благосостояния страны.

Ключевые слова: экономический рост; цифровизация; панельная модель роста; монетарная система; денежная масса; доля общих резервов в валовом внешнем долге.

MODELLING THE IMPACT OF DIGITALISATION ON ECONOMIC GROWTH

C. G. GOSPODARIK^{a, b}, H. M. RADKEVICH^a

^aBelarusian State University, 4 Niezaliezhnasci Avenue, Minsk 220030, Belarus

^bFinancial University under the Government of the Russian Federation,
49 Leningradskij Avenue, Moscow 125167, Russia

Corresponding author: C. G. Gospodarik (gospodarik@bsu.by)

Abstract. Econometric models are used to study the impact on the country's economic growth of such factors as the monetary system and the level of digitalisation. Within the first econometric model were built the forecast of growth GDP per capita until 2050 at the exchange rate in constant 2015 US dollars. As indicators reflecting the quality of the monetary

Образец цитирования:

Господарик Е.Г., Радкевич Г.М. Моделирование влияния качества монетарной системы и уровня цифровизации на экономический рост. *Журнал Белорусского государственного университета. Экономика*. 2025;1:71–87.
EDN: JIECSZ

For citation:

Gospodarik CG, Radkevich HM. Modelling the impact of digitalisation on economic growth. *Journal of the Belarusian State University. Economics*. 2025;1:71–87. Russian.
EDN: JIECSZ

Авторы:

Екатерина Геннадьевна Господарик – кандидат экономических наук, доцент; заведующий кафедрой аналитической экономики и эконометрики экономического факультета¹⁾, доцент кафедры бизнес-аналитики²⁾.

Герман Максимович Радкевич – студент экономического факультета. Научный руководитель – Е. Г. Господарик.

Authors:

Catherine G. Gospodarik, PhD (economics), docent; head of the department of analytical economics and econometrics, faculty of economics^a, and associate professor at the department of business analysis^b.

gospodarik@bsu.by

Herman M. Radkevich, student at the faculty of economics.

system were used gross capital formation, money supply growth rate, and the share of total reserves in gross external debt. The second econometric model considers the number of Internet users and mobile subscribers, information technology exports, and the innovation index in the World Intellectual Property Organisation rating as factors influencing the level of digitalisation. The results of the study show that the country's welfare is growing due to the acceleration of everyday tasks using the Internet and mobile communications, simplification of work processes, and increased labour productivity.

Keywords: economic growth; digitalisation; panel growth model; monetary system; money supply; share of total reserves in gross external debt.

Введение

Наблюдается стремительный рост цифровых трансформаций в экономике. Следовательно, логично предположить, что уровень цифровизации страны влияет на ее экономический рост, равно как и качество монетарной системы влияет на уровень в инвестициях. В научных статьях Е. Г. Господарик, М. М. Ковалёв уже рассматривали влияние уровня цифровизации и качества монетарной системы на экономический рост страны, а в работе «Анализ влияния цифрового и финансового развития на экономический рост: моделирование на примере Республики Беларусь» Е. Г. Господарик и П. В. Лосякина изучали влияние качества финансовой системы на экономический рост. В настоящей статье с помощью эконометрических моделей конкретизируются эти влияния в современных условиях.

Эконометрическая панельная модель роста с учетом цифровизации

Модель строится на панели из 11 европейских стран, в которую вошли Греция, Чехия, Венгрия, Португалия, Болгария, Австрия, Швейцария, Сербия, Бельгия, Швеция, а также Беларусь. Общий критерий отбора этой панели стран – примерно одинаковая численность населения, а следовательно, схожие объемы внутреннего рынка цифровых технологий. Кроме того, скорость и масштаб внедрения цифровых технологий зависят от численности населения и его цифровых компетенций, что важно при оценке влияния странового уровня цифровизации на экономический рост.

В качестве эндогенной переменной в работе использован ВВП по ППС на душу населения (GDP_{pc}), а в качестве экзогенных переменных (факторов) были взяты количество интернет-пользователей на 100 человек ($IUsers$), количество абонентов мобильной связи на 100 человек ($Mobile$), экспорт информационных технологий (Ex , в процентах от общего экспорта товаров), индекс инноваций в рейтинге Всемирной организации интеллектуальной собственности ($InovIndex$).

Статистические ряды за период с 2015 по 2024 г. взяты из баз данных *The Global Economy* и *Всемирный банк*. Пропуски в данных спрогнозированы с помощью среднегодовых темпов роста (*compound annual growth rate*, CAGR).

В примененной в исследовании сквозной модели (*pooled model*) анализа панельных данных объединили временные и пространственные наблюдения без учета их индивидуальных особенностей, т. е. предположили гомогенность параметров модели и не учитывали индивидуальные и случайные (временные) эффекты. Кроме того, с помощью логарифмирования избавились от их размерности.

Для проверки стационарности прологарифмированных временных рядов применим тесты Левина – Лина – Чу (*Levin – Lin – Chu test*, LLC) и Филлипса – Перрона (*Phillips – Perron test*, PP) (рис. 1).

Ряд	Тест	Значение статистики теста	Prob.
$\ln(GDP_{pc})$	LLC	–8,586 62	0,000 0
	PP	114,671	0,000 0
$\ln(Ex)$	LLC	–10,523 7	0,000 0
	PP	60,633 1	0,000 0
$\ln(InovIndex)$	LLC	–6,044 17	0,000 0
	PP	51,573 2	0,000 4
$\ln(Mobile)$	LLC	–9,914 96	0,000 0
	PP	100,757	0,000 0
$\ln(IUsers)$	LLC	–11,832 5	0,000 0
	PP	69,314 7	0,000 0

Рис. 1. Результаты тестов LLC и PP по временным рядам
(составлено в программе *Eviews*)

Fig. 1. LLC and PP time series test results
(compiled in the programme *Eviews*)

По итогам проведенных тестов LLC и PP все переменные (временные ряды) не имеют единичного корня, являются стационарными, а также имеют значимый тренд. Эндогенная переменная и экзогенные переменные после логарифмирования могут быть внесены в первоначальную модель без корректировок. Внесем в нее в качестве экзогенного фактора также переменную тренда (@Trend).

Необходимо проверить отсутствие мультиколлинеарности между экзогенными переменными, т. е. определить, существует ли зависимость между независимыми переменными. Условия, при которых эта взаимосвязь отсутствует, дают наиболее качественные показатели при экзогенных переменных и показывают удовлетворительное качество итоговой эконометрической модели.

Для установления наличия или отсутствия зависимости между экзогенными переменными построим корреляционную матрицу (рис. 2).

Факторы	Mobile	IUsers	InovIndex	Ex
Mobile	1	–	–	–
IUsers	0,009 0	1	–	–
InovIndex	0,216 8	0,533 0	1	–
Ex	–0,053 8	0,011 5	0,097 2	1

Рис. 2. Корреляционная матрица экзогенных переменных
(составлено в программе Eviews)

Fig. 2. Correlation matrix for exogenous factors
(compiled in the programme Eviews)

Из рис. 2 видно, что взаимозависимость между экзогенными переменными является удовлетворительной, т. е. мультиколлинеарность между независимыми переменными отсутствует.

Начальная эконометрическая модель с фиксированными эффектами и пути ее улучшения. Начальную модель построим с помощью метода наименьших квадратов (*panel least squares*, PLS) (рис. 3), в ней экзогенная переменная @Trend выступает временным фактором, который будет отражать ежегодный рост ВВП по ППС на душу населения.

Эндогенная переменная			ln(GDP _{pc})	
Метод			PLS	
Variable	Coeff.	Std. error	t-Stat.	Prob.
C	0,297 387	0,985 090	0,301 889	0,763 3
@Trend	0,032 333	0,006 466	5,000 599	0,000 0
ln(Mobile)	–0,222 828	0,160 561	–1,387 809	0,168 2
ln(IUsers)	1,478 781	0,178 496	8,284 655	0,000 0
ln(Ex)	0,003 355	0,015 341	0,218 692	0,827 3
ln(InovIndex)	1,227 594	0,076 504	16,046 09	0,000 0
R^2		0,917 432		
F-stat.		231,114 7		
Prob.(F-stat.)		0,000 000		
DW-stat.		0,290 403		
Akaike		–1,134 670		

Рис. 3. Начальная эконометрическая модель (составлено в программе Eviews)

Fig. 3. Initial econometric model (compiled in the programme Eviews)

Коэффициенты при переменных @Trend, ln(IUsers) и ln(InovIndex) являются статистически значимыми, а коэффициенты при переменных ln(Mobile) и ln(Ex) – статистически незначимыми. Коэффициент детерминации (R^2) равен 0,917 432, следовательно, вариация эндогенной переменной объясняет уравнение регрессии на 91,7 %. Согласно рис. 3 о статистической значимости модели в целом свидетельствует показатель prob.(F-stat.), который равен 0. По статистике Дарбина – Уотсона (*Durbin – Watson statistics*, DW-stat.) выдается значение 0,290 403, что, в свою очередь, подтверждает наличие в остатках модели сильной положительной автокорреляции, которая является одним из нарушений предпосылок метода наименьших квадратов (МНК).

Для улучшения начальной модели определим случайные и фиксированные эффекты с помощью теста Хаусмана (*Hausman test*) и теста отношения правдоподобия (*likelihood ratio test*, LR)¹.

По LR-тесту выдвигаются следующие гипотезы:

$H_0: p > \alpha$ (подходит сквозная модель),

$H_1: p \leq \alpha$ (подходит модель со случайными и фиксированными эффектами).

Перед проведением LR-теста применим фиксированные эффекты для определения предпочтительности между сквозной регрессионной моделью и моделью с фиксированными эффектами (рис. 4).

χ^2 -Stat.	d. f.	Prob.
258,215 044	10	0,000 0

Рис. 4. LR-тест для модели с фиксированными эффектами
(составлено в программе *Eviews*)

Fig. 4. LR test for fixed effects model
(compiled in the programme *Eviews*)

Из рис. 4 видно, что вероятностное значение теста равно нулю при статистике теста 258,22, количество степеней свободы – 10. При условии, что $\alpha = 1\%$, гипотеза H_0 отвергается, принимается гипотеза H_1 , так как $p < \alpha$. Следовательно, модель сквозной регрессии не подходит, а модель с фиксированными эффектами будет более благоприятной.

Проведем тест Хаусмана для определения предпочтительности между моделью с фиксированными эффектами и моделью со случайными эффектами, выдвинув следующие гипотезы:

$H_0: p > \alpha$ (подходит модель со случайными эффектами),

$H_1: p \leq \alpha$ (подходит модель с фиксированными эффектами).

Результаты теста представлены на рис. 5.

χ^2 -Stat.	d. f.	Prob.
38,232 188	5	0,000 0

Рис. 5. Тест Хаусмана для модели со случайными эффектами
(составлено в программе *Eviews*)

Fig. 5. Hausman test for random effects model
(compiled in the programme *Eviews*)

При $\chi^2 = 38,23$ и пяти степенях свободы вероятность равна 0. Из этого следует, что при $\alpha = 1\%$ гипотеза H_0 отвергается, принимается гипотеза H_1 . Результаты теста Хаусмана показали, что модель с фиксированными эффектами по странам лучше, чем модель со случайными эффектами.

Таким образом, преобразуем начальную модель в модель с фиксированными эффектами (рис. 6).

Эндогенная переменная			ln(GDP _{pc})	
Метод			PLS	
Variable	Coeff.	Std. error	t-Stat.	Prob.
C	4,984 442	1,016 570	4,903 195	0,000 0
@Trend	0,037 787	0,003 485	10,842 94	0,000 0
ln(Mobile)	0,276 333	0,109 549	2,522 465	0,013 3
ln(lUsers)	0,956 632	0,134 679	7,103 044	0,000 0
ln(Ex)	-0,045 043	0,035 217	-1,279 025	0,204 0
ln(InovIndex)	-0,014 548	0,130 758	-0,111 258	0,911 6
R^2		0,992 105		
F-stat.		787,501 6		
Prob.(F-stat.)		0,000 000		
DW-stat.		1,233 678		
Akaike		-3,314 060		

Рис. 6. Модель с фиксированными эффектами (составлено в программе *Eviews*)

Fig. 6. Model with fixed effects (compiled in the programme *Eviews*)

¹Васенкова Е. И., Абакумова Ю. Г., Бокова С. Ю. Практикум по эконометрике : учеб.-метод. пособие. Минск : БГУ, 2015. 139 с.

Экзогенные переменные @Trend и ln(IUsers) имеют значимые коэффициенты, так как вероятность равна 0 при $\alpha = 1\%$ ($p < \alpha$). Коэффициент при переменной ln(Mobile) является значимым при $\alpha = 2\%$ и prob. = 0,013 3. Экзогенные переменные ln(Ex) и ln(InovIndex) имеют статистически незначимые коэффициенты, так как к ним не может быть применен ни один уровень α , также это следует из неравенства $p > \alpha$. Коэффициент детерминации составляет 0,992 105, что свидетельствует об объясняющей способности вариации эндогенной переменной на 99,2 %. Сама модель с фиксированными эффектами является статистически значимой, так как prob.(F-stat.) = 0. Однако статистика Дарбина – Уотсона равна 1,233 678, что все еще может подтверждать наличие положительной автокорреляции в остатках модели. Таким образом, модель является не совсем удовлетворительной, поскольку имеет незначимые коэффициенты при экзогенных переменных ln(Ex) и ln(InovIndex) и сомнительную статистику Дарбина – Уотсона.

Для дальнейшей коррекции ошибок исключим из модели наиболее незначимую переменную ln(InovIndex) со значением вероятности статистики по коэффициенту 0,911 6 (рис. 7).

Эндогенная переменная			ln(GDP _{pc})	
Метод			PLS	
Variable	Coeff.	Std. error	t-Stat.	Prob.
C	4,907 047	0,737 422	6,654 326	0,000 0
@Trend	0,037 867	0,003 393	11,160 48	0,000 0
ln(Mobile)	0,279 226	0,105 864	2,637 604	0,009 8
ln(IUsers)	0,958 490	0,132 943	7,209 769	0,000 0
ln(Ex)	-0,045 366	0,034 914	-1,299 362	0,197 0
R^2		0,992 104		
F-stat.		852,614 7		
Prob.(F-stat.)		0,000 000		
DW-stat.		1,232 415		
Akaike		-3,332 111		

Рис. 7. Начальная эконометрическая модель с фиксированными эффектами и переменными @Trend, ln(Mobile), ln(IUsers), ln(Ex) (составлено в программе Eviews)

Fig. 7. Initial econometric model with fixed effects and variables @Trend, ln(Mobile), ln(IUsers), ln(Ex) (compiled in the programme Eviews)

В этой модели (см. рис. 7) есть незначительные изменения:

- коэффициент при переменной ln(Mobile) является статистически значимым уже при $\alpha = 1\%$;
- немного уменьшено значение вероятности статистики при коэффициенте ln(Ex), но коэффициент по-прежнему является незначимым при любом допустимом уровне α ;
- коэффициент детерминации, как и статистика Дарбина – Уотсона (1,23), остался практически аналогичным и составил 0,992;
- модель является статистически значимой на уровне $\alpha = 1\%$ и при prob.(F-stat.) = 0.

Таким образом, качество модели необходимо улучшить. Для этого проанализируем динамику остатков модели в целях проверки наличия выбросов на основании графика остатков, представленного на рис. 8.

Из графика остатков (см. рис. 8) отчетливо видны два существенных выброса, а именно в Греции (2020) и Болгарии (2023), для их корректировки введем фиктивные переменные D_Greece_2020 и D_Bulgaria_2023 (рис. 9).

Введение дополнительных фиктивных переменных привело к улучшению показателей статистики Дарбина – Уотсона, следовательно, автокорреляция в остатках модели, вероятнее всего, отсутствует. Коэффициенты при остальных переменных являются статистически значимыми на уровне $\alpha = 1\%$, кроме коэффициента при переменной ln(Mobile), который значим при $\alpha = 2\%$. Введенные фиктивные переменные D_Greece_2020 и D_Bulgaria_2023 имеют значимые коэффициенты при $\alpha = 1\%$. Вариация эндогенной переменной объясняет уравнение регрессии на 99,3 %. Сама модель тоже является значимой при $\alpha = 1\%$, так как вероятностное значение статистики F равно 0, и, следовательно, вывод делается из условия $p < \alpha$. Однако коэффициент при переменной ln(Ex) статистически незначим, так как его вероятностное значение больше любого возможного значения, уровень значимости которого соответствует принятию гипотезы. Поэтому экзогенную переменную ln(Ex) исключим из состава модели (рис. 10).

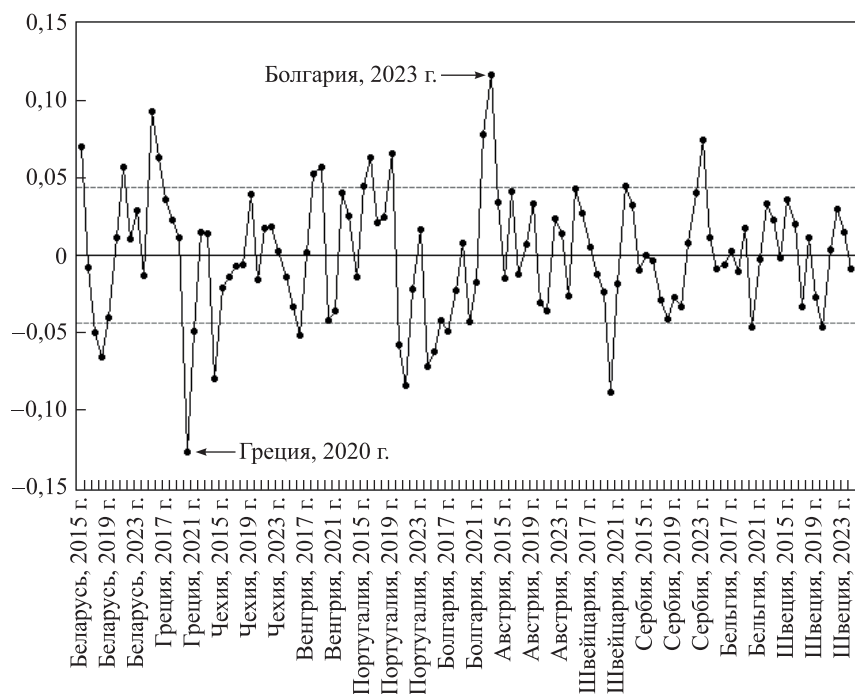


Рис. 8. График остатков модели с фиксированными эффектами и переменными @Trend, ln(Mobile), ln(IUsers), ln(Ex) (составлено в программе Eviews)
 Fig. 8. Plot of model residuals with fixed effects and variables @Trend, ln(Mobile), ln(IUsers), ln(Ex) (compiled in the programme Eviews)

Эндогенная переменная			ln(GDP _{PC})	
Метод			PLS	
Variable	Coeff.	Std. error	t-Stat.	Prob.
C	5,352 238	0,681 867	7,849 386	0,000 0
@Trend	0,038 774	0,003 123	12,414 44	0,000 0
ln(Mobile)	0,246 044	0,097 307	2,528 523	0,013 1
ln(IUsers)	0,887 613	0,123 734	7,173 562	0,000 0
ln(Ex)	-0,026 081	0,032 190	-0,810 226	0,419 9
D_Greece_2020	-0,145 939	0,041 834	-3,488 529	0,000 7
D_Bulgaria_2023	0,124 434	0,042 446	2,931 616	0,004 2
R^2		0,993 549		
F-stat.		895,253 3		
Prob.(F-stat.)		0,000 000		
DW-stat.		1,380 514		
Akaike		-3,497 899		

Рис. 9. Модель с фиксированными эффектами и переменными @Trend, ln(Mobile), ln(IUsers), ln(Ex), D_Greece_2020, D_Bulgaria_2023 (составлено в программе Eviews)
 Fig. 9. Model with fixed effects and variables @Trend, ln(Mobile), ln(IUsers), ln(Ex), D_Greece_2020, D_Bulgaria_2023 (compiled in the programme Eviews)

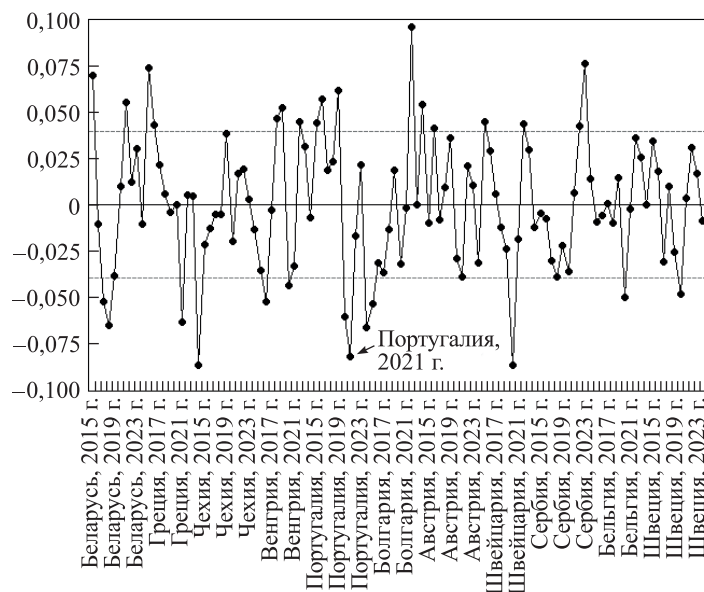


Рис. 10. График остатков модели с фиксированными эффектами и переменными @Trend, ln(Mobile), ln(IUsers), ln(Ex), D_Greece_2020, D_Bulgaria_2023 (составлено в программе Eviews)

Fig. 10. Plot of model residuals with fixed effects and variables @Trend, ln(Mobile), ln(IUsers), ln(Ex), D_Greece_2020, D_Bulgaria_2023 (compiled in the programme Eviews)

На рис. 10 присутствует несколько выбросов в остатках по различным странам. Ввести новую фиктивную переменную предлагается лишь по Португалии (2021), так как чрезмерное количество корректирующих переменных приведет к неправильным результатам модели, несмотря на общие улучшения в статистике. Кроме того, исключим незначимую переменную ln(Ex). Итоговая модель представлена на рис. 11.

Эндогенная переменная	ln(GDP _{PC})			
Метод	PLS			
Variable	Coeff.	Std. error	t-Stat.	Prob.
C	5,448 946	0,614 766	8,863 444	0,000 0
@Trend	0,039 085	0,003 002	13,019 57	0,000 0
ln(Mobile)	0,240 915	0,092 668	2,599 763	0,010 9
ln(IUsers)	0,864 352	0,112 403	7,689 756	0,000 0
D_Greece_2020	-0,149 847	0,040 512	-3,698 790	0,000 4
D_Bulgaria_2023	0,125 003	0,041 338	3,023 912	0,003 2
D_Portugal_2021	-0,094 275	0,040 531	-2,325 983	0,022 2
R^2	0,993 861			
F-stat.	940,988 8			
Prob.(F-stat.)	0,000 000			
DW-stat.	1,498 891			
Akaike	-3,547 410			

Рис. 11. Итоговая модель с фиксированными эффектами и переменными @Trend, ln(Mobile), ln(IUsers), D_Greece_2020, D_Bulgaria_2023, D_Portugal_2021 (составлено в программе Eviews)

Fig. 11. Final model with fixed effects and variables @Trend, ln(Mobile), ln(IUsers), D_Greece_2020, D_Bulgaria_2023, D_Portugal_2021 (compiled in the programme Eviews)

Итоговая модель имеет следующие характеристики:

- 1) коэффициенты при переменных @Trend и IUsers являются статистически значимыми при $\alpha = 1\%$;
- 2) коэффициенты при переменной ln(Mobile) и фиктивных переменных D_Greece_2020, D_Bulgaria_2023 являются статистически значимыми при $\alpha = 1\%$, коэффициент при фиктивной переменной D_Portugal_2021 является значимым при $\alpha = 3\%$;
- 3) изменчивость зависимой переменной ln(GDP_{PC}) объясняется уравнением на 99,4 %;

4) модель является статистически значимой, так как $\text{prob.}(F\text{-stat.}) = 0 < \alpha$ (при $\alpha = 1\%$);

5) значение статистики Дарбина – Уотсона, равное 1,49, возросло по сравнению со значением статистики Дарбина – Уотсона, полученным в предыдущей модели. Возможно отсутствие автокорреляции в остатках.

Модель, представленную на рис. 11, можно считать итоговой, так как она имеет значимые коэффициенты, очень высокую объясняющую способность и, следовательно, обладает удовлетворительностью и качеством. Для подтверждения этого вывода необходимо проверить выполнимость предпосылок МНК.

Проверка выполнимости предпосылок МНК показала, что в остатках модели отсутствует автокорреляция, остатки гомоскедастичны и имеют нормальное распределение.

В целях проверки вышеуказанных предпосылок проводятся следующие тесты:

1) построение коррелограммы остатков модели (проверка автокорреляции остатков);

2) тест Жака – Бера (*Jarque – Bera test*) (проверка нормального распределения остатков) с гипотезами

$H_0: p > 0,05$ (остатки нормально распределены),

$H_1: p < 0,05$ (нормального распределения остатков нет);

3) тест Уайта (*White test*) с применением модели остатков (проверка гомоскедастичности остатков) с гипотезами

$H_0: p > 0,05$ (остатки гомоскедастичны),

$H_1: p < 0,05$ (остатки гетероскедастичны).

Первым делом построим коррелограмму остатков итоговой модели (рис. 12).

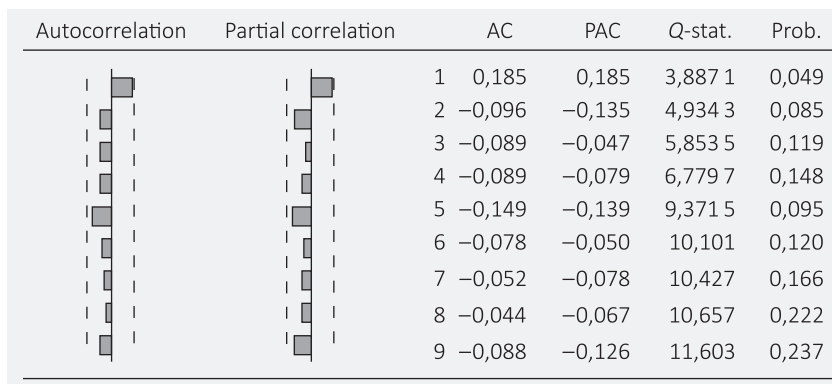


Рис. 12. Коррелограмма остатков итоговой модели (составлено в программе Eviews)

Fig. 12. Correlogram of the residuals of the final model (compiled in the programme Eviews)

Наблюдается несущественная положительная автокорреляция остатков первого порядка, слабо значимая при $\alpha = 5\%$ и не выходящая за доверительный интервал. Следовательно, факт наличия сильной автокорреляции отвергается, одна из предпосылок МНК выполняется.

Проведем тест Жака – Бера для определения нормального распределения остатков модели (рис. 13).

F-stat.	Prob.	Итог
0,084 392	0,958 682	H_0

Рис. 13. Тест Жака – Бера для итоговой модели (составлено в программе Eviews)

Fig. 13. Jarque – Bera test for the final model (compiled in the programme Eviews)

Значение статистики $F(0,084\ 392)$ имеет вероятность, равную 0,958 682, что согласно условию принятия гипотез свидетельствует об отклонении гипотезы H_1 и согласуется с результатом H_0 , т. е. можно сделать вывод о нормальном распределении остатков.

Тест на гомоскедастичность остатков, а именно тест Уайта, будем проводить построением отдельной модели остатков в качестве эндогенной переменной. Для этого создадим отдельную переменную остатков с названием «Е» и построим аналогичную итоговой модели, в которой абсолютно все переменные, в том числе и саму эндогенную переменную, возведем в квадрат. Принятие или отклонение гипотезы H_0 будем осуществлять на основе автоматически рассчитанной вероятности статистики F .

Эндогенная переменная Метод			E ² PLS	
Variable	Coeff.	Std. error	t-Stat.	Prob.
C	0,011 185	0,006 096	1,834 773	0,069 4
@Trend ²	1,13E-05	7,67E-06	1,473 698	0,143 6
ln(IUsers) ²	-0,000 317	0,000 197	-1,605 116	0,111 5
ln(Mobile) ²	-0,000 178	0,000 218	-0,814 037	0,417 5
D_Greece_2020 ²	-0,001 543	0,001 774	-0,869 778	0,386 4
D_Bulgaria_2023 ²	-0,001 790	0,001 790	-0,999 824	0,319 7
D_Portugal_2021 ²	-0,001 341	0,001 766	-0,759 582	0,449 2
F-stat.		0,911 663		
Prob.(F-stat.)		0,489 706		

Рис. 14. Модель остатков для проведения теста Уайта (составлено в программе Eviews)

Fig. 14. Residual model for White test (compiled in the programme Eviews)

Из рис. 14 видно, что $\text{prob.}(F\text{-stat.}) = 0,489\,706 > 0,05$, вследствие чего гипотеза H_0 принимается, остатки итоговой модели являются гомоскедастичными.

Абсолютно все предпосылки МНК выполняются, статистическое качество итоговой модели высокое, модель в целом удовлетворительная.

Итоговую модель можно использовать для формулирования оценочных суждений о степени влияния уровня цифровизации на ВВП по ППС на душу населения в зависимости от факторов, связанных с использованием интернета и мобильной связи.

Прогностическая способность модели при помощи ретрополяции. В табл. 1 представлены средние абсолютные ошибки прогноза эндогенной переменной $\ln(\text{GDP}_{\text{PC}})$ по каждой стране в процентах.

Таблица 1

Средние абсолютные ошибки прогноза по странам

Table 1

Average absolute forecast errors by country

Страна	Абсолютная ошибка прогноза (MAPE), %
Беларусь	0,35
Греция	0,30
Чехия	0,12
Венгрия	0,33
Португалия	0,34
Болгария	0,29
Австрия	0,21
Швейцария	0,27
Сербия	0,26
Бельгия	0,17
Швеция	0,19

Примечание. Составлено в программе MS Excel.

Полученные ошибки прогноза имеют удовлетворительное значение. Средняя ошибка по всем странам составляет 0,26 %. Поскольку ошибка имеет значение меньше 1 %, то прогноз обладает очень высокой точностью.

Выводы и интерпретация результатов по модели. Итоговая модель имеет вид

$$\ln(\text{GDP}_{\text{PC}}) = 5,448\,945\,954\,53 + 0,039\,085\,048\,911\,3 \cdot \text{@Trend} + \\ + 0,864\,352\,438\,839 \cdot \ln(\text{IUsers}) + 0,240\,915\,427\,249 \cdot \ln(\text{Mobile}) - 0,149\,847\,112\,376 \cdot \text{D_Greece_2020} + \\ + 0,125\,003\,332\,894 \cdot \text{D_Bulgaria_2023} - 0,094\,275\,357\,218\,5 \cdot \text{D_Portugal_2021}.$$

Следует отметить, что уравнение регрессии итоговой модели является схожим с производственной функцией Кобба – Дугласа (*Cobb – Douglas function*) в прологарифмированном виде:

$$\ln(\text{GDP}_{\text{PC}}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{IUsers}) + \beta_2 \ln(\text{Mobile}) + \beta_3 @ \text{Trend},$$

где β_0 – автономный уровень ВВП по ППС на душу населения; β_1 – коэффициент эластичности по количеству интернет-пользователей на 100 человек населения; β_2 – коэффициент эластичности по количеству абонентов мобильной связи на 100 человек населения; β_3 – ежегодный коэффициент роста ВВП по ППС на душу населения.

Далее можем преобразовать формулу в исходный вид, т. е. избавиться от натурального логарифма эндогенной переменной $\ln(\text{GDP}_{\text{PC}})$. Получим следующее равенство с основаниями множителей в виде числа Эйлера и эндогенных переменных IUsers и Mobile:

$$\text{GDP} = e^{5,448\,945\,954\,53} \cdot \text{IUsers}^{0,864\,352\,438\,839} \cdot \text{Mobile}^{0,240\,915\,427\,249} \cdot e^{0,039\,085\,048\,911\,3} \cdot @ \text{Trend}.$$

Далее можем рассчитать автономный уровень ВВП по ППС на душу населения при условии, что β_1 , β_2 и β_3 равны 0:

$$e^{\beta_0} = e^{5,448\,945\,954\,53} \approx 232,513.$$

Понятно, что базовый уровень ВВП по ППС на душу населения при условии полного отсутствия других формирующих факторов составляет около 233 долл. США.

Далее приведем трактовку оставшихся факторов:

- 1) с каждым новым годом увеличение ВВП по ППС на душу населения за счет научно-технического прогресса и развития информационного сектора происходит на 3,9 % по отношению к предыдущему периоду;
- 2) при увеличении количества интернет-пользователей на 1 % от среднего значения ВВП по ППС на душу населения растет на 0,864 %;
- 3) рост количества абонентов мобильной связи на 1 % от среднего значения приводит к увеличению ВВП по ППС на душу населения на 0,241 %.

Предлагаем взять средний ВВП по ППС на душу населения по всем странам и посмотреть, каким будет прирост в денежном эквиваленте.

Сумма среднего ВВП по ППС на душу населения по всем странам равна 43 747,4 долл. США. Приведем интерпретацию основных переменных:

- 1) ВВП по ППС на душу населения ежегодно увеличивается за счет научно-технического прогресса и развития информационного сектора приблизительно на 1706,1 долл. США по отношению к предыдущему периоду в среднем по странам;
- 2) рост среднего значения количества интернет-пользователей на 1 % приводит к увеличению ВВП по ППС на душу населения на 377,9 долл. США в среднем по странам;
- 3) при изменении количества абонентов мобильной связи на 1 % от среднего значения прирост ВВП по ППС на душу населения составляет 105,4 долл. США в среднем по странам.

Для более наглядной трактовки необходимо провести расчет количества людей, составляющего 1 % от среднего значения по всем странам (табл. 2).

Таблица 2

**Расчет средних значений общего количества абонентов мобильной связи
и интернет-пользователей**

Table 2

**Calculation of average values of the total number of mobile subscribers
and internet users**

Страна	Численность населения	1 % от общего количества абонентов мобильной связи	1 % от общего количества интернет-пользователей
Беларусь	9 178 298	114 838,86	87 083,69
Греция	10 361 295	111 083,44	972,87
Чехия	10 873 689	142 912,89	1249,77
Венгрия	9 589 872	100 827,91	941,53
Португалия	10 525 347	134 903,37	1189,98
Болгария	6 430 370	74 045,71	621,02
Австрия	9 132 383	105 944,78	1028,09
Швейцария	8 849 852	102 091,89	1006,32

Окончание табл. 2
Ending of the table 2

Страна	Численность населения	1 % от общего количества абонентов мобильной связи	1 % от общего количества интернет-пользователей
Сербия	6 618 026	79 833,25	705,41
Бельгия	11 822 592	116 960,90	1121,07
Швеция	10 536 632	130 886,04	1264,88
Среднее значение	—	110 393,55	8834,97

Таким образом, при увеличении количества абонентов мобильной связи в среднем на 110,4 тыс. человек будет наблюдаться изменение ВВП по ППС на душу населения в размере 105,4 долл. США, или 0,241 %, в среднем для всех стран при прочих равных, а при увеличении количества интернет-пользователей в среднем на 8,8 тыс. человек ВВП по ППС на душу населения будет прирастать на 377,9 долл. США, или 0,864 %, в среднем для всех стран.

Далее предлагаем установить наличие постоянной отдачи от масштаба при помощи теста Вальда (*Wald test*), который применяется в случае, если необходимо проверить гипотезу параметров модели. В настоящий момент условие постоянной отдачи от масштаба будет выступать следующими гипотезами:

$$H_0: \beta_1 + \beta_2 = 1 \text{ (постоянная отдача от масштаба),}$$

$$H_1: \beta_1 + \beta_2 \neq 1 \text{ (убывающая или возрастающая отдача от масштаба).}$$

Тест проводится по степеням переменных количества интернет-пользователей и абонентов мобильной связи (рис. 15).

Статистика теста	Значение статистики теста	d. f.	Prob.
t-Stat.	0,770 962	93	0,442 7
F-stat.	0,594 382	(1, 93)	0,442 7
χ^2	0,594 382	1	0,440 7

Рис. 15. Тест Вальда для проверки наличия постоянной отдачи от масштаба
(составлено в программе Eviews)

Fig. 15. Wald test to test for the presence of constant returns to scale
(compiled in the programme Eviews)

Из рис. 15 видно, что значения вероятности по всем статистикам существенно больше $\alpha = 5 \%$, следовательно, имеется гипотеза H_0 о постоянной отдаче от масштаба.

Можно предположить, что постоянное пропорциональное улучшение доступа к интернету и мобильной связи приводит к аналогичному пропорциональному росту экономического благосостояния (ВВП по ППС на душу населения).

Приведем основные выводы по модели экономического роста с учетом цифровизации:

1. Высокий коэффициент детерминации в итоговой модели (0,993) свидетельствует о том, что количество интернет-пользователей и абонентов мобильной связи, а также трендовая компонента достоверно описывают динамику ВВП по ППС на душу населения, следовательно, влияют на него, что и подтверждается вышеуказанными расчетами.

2. Присутствует отдача от масштаба, т. е. планомерное пропорциональное улучшение доступа к интернету и мобильной связи в странах приводит к пропорциональному росту экономического благосостояния (ВВП по ППС на душу населения).

3. Построенная панельная эконометрическая модель является качественной и обладает удовлетворительными прогностическими характеристиками, что указывает на ее адекватность и эффективность.

4. Полученные значения коэффициентов эластичности по количеству интернет-пользователей и абонентов мобильной связи указывают на рост ВВП по ППС на душу населения. Однако больший рост происходит за счет тренда, который выступает временным научно-технологическим фактором, т. е. можно предположить, что постоянное развитие сектора информационно-компьютерных технологий и приток инвестиций в эту область позволят иметь ежегодный рост ВВП по ППС на душу населения в размере 1706,1 долл. США, или 3,9 %, по всем странам выборки.

5. Значения коэффициентов при переменных тренда, числа интернет-пользователей и абонентов мобильной связи показывают, что при условии появления в каждой стране 110 394 интернет-пользователей, или 1 %, средний прирост ВВП по ППС на душу населения по всем странам составит 377,9 долл. США, или 0,864 %, при условии появления в каждой стране дополнительных 8834 абонентов мобильной связи средний прирост ВВП по ППС на душу населения по всем странам составит 105,4 долл. США, или 1 %,

а за счет развития информационно-компьютерных технологий ВВП по ППС на душу населения прирастет на 1706,1 долл. США, или 3,9 %.

6. Уровень цифровизации влияет на экономический рост за счет ускорения выполнения повседневных задач с помощью интернета и мобильной связи, упрощения рабочих процессов и возрастания производительности труда.

Эконометрическая модель роста с учетом качества финансовой системы

Для изучения влияния факторов финансовой системы на экономический рост в качестве эндогенной переменной был выбран реальный ВВП на душу населения (GDP_{PC} , в постоянных долларах США по обменному курсу 2015 г.), а в качестве экзогенных переменных выступили темп роста валового накопления капитала (*gross capital formation*, GCF) и две переменные финансового сектора, а именно темп роста денежной массы (*broad money*, M3, BM) и доля общих резервов в валовом внешнем долге (*total reserves*, TR, в процентах от общего внешнего долга), т. е. доля международных (золотовалютных) резервов во внешнем долге страны.

Для расчета темпов экономического роста исходные показатели были взяты из баз данных Всемирного банка, а недостающие показатели за 2022–2024 гг. – из Национального банка Республики Беларусь или спрогнозированы с помощью показателя среднегодового темпа роста (CAGR). Реальный ВВП на душу населения в постоянных долларах США 2015 г. позволяет оценивать динамику экономического роста без искажений, вызванных инфляцией или девальвацией.

Согласно определению Всемирного банка валовое накопление капитала (ранее валовые внутренние инвестиции) включает в себя расходы на обновление основных фондов и изменение товарно-материальных запасов. К основным фондам относятся улучшение земли, закупка оборудования, строительство инфраструктуры и зданий, а к запасам – товары, хранящиеся у фирм для нивелирования колебаний производства и продаж. Валовое накопление капитала помогает оценивать, насколько эффективно финансовое посредничество в стране, при котором сбережения могут переходить в инвестиции. Положительная динамика валового накопления указывает на рост основного капитала, который способствует развитию инфраструктуры, промышленности и, как следствие, росту реального ВВП на душу населения.

Денежная масса является одним из главных индикаторов качества финансовой системы, так как может определять ее способность обеспечивать и поддерживать кредитование экономики, а также удерживать финансовые потоки страны в ликвидном и стабильном состоянии.

Доля общих резервов в валовом внешнем долге показывает способность страны обслуживать свои обязательства, т. е. обеспечивать внешнюю финансовую надежность экономики, а также оценивать степень внешней устойчивости и зависимость от иностранных заимствований. Данный показатель выступает как экзогенная переменная для описания динамики реального ВВП и как фактор стабильности и безопасности финансовой системы.

Результаты проверки временных рядов экзогенных переменных и эндогенной переменной на стационарность при использовании расширенного теста Дики – Фуллера (*augmented Dickey – Fuller test*, ADF), теста Квятковского – Филлипса – Шмидта – Шина (*Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin test*, KPSS), а также теста Филлипса – Перрона приведены на рис. 16.

Ряд	Тест	Спецификация теста	Значение статистики теста	t-Крит.	Итог
GDP_{PC}	ADF	Intercept	–2,362 069	–2,991 878	H_0 – наличие единичного корня, ряд нестационарен
	KPSS	Trend and intercept	0,178 789	0,146 000	H_1 – ряд нестационарен
	PP	Intercept	–2,243 852	–2,991 878	H_0 – наличие единичного корня, ряд нестационарен
BM	ADF	Trend and intercept	–3,680 311	–3,612 199	H_1 – отсутствие единичного корня, ряд стационарен
	KPSS	Trend and intercept	0,100 876	0,146 000	H_0 – ряд стационарен
	PP	Intercept	–3,663 453	–3,612 199	H_1 – отсутствие единичного корня, ряд стационарен
TR	ADF	None	–0,005 062	–1,957 204	H_0 – наличие единичного корня, ряд нестационарен
	KPSS	Intercept	0,102 744	0,463 000	H_0 – ряд стационарен
	PP	Intercept	–3,542 249	–2,998 064	H_1 – отсутствие единичного корня, ряд стационарен
GCF	ADF	Intercept	–3,160 412	–2,991 878	H_1 – отсутствие единичного корня, ряд стационарен
	KPSS	Trend and intercept	0,100 722	0,146 000	H_0 – ряд стационарен
	PP	Intercept	–3,179 770	–2,991 878	H_1 – отсутствие единичного корня, ряд стационарен

Рис. 16. Тесты на проверку стационарности временных рядов (составлено в программе Eviews)

Fig. 16. Time series stationarity tests (compiled in the programme Eviews)

Из рис. 16 видно, что экзогенные временные ряды по всем тестам являются стационарными и их можно использовать в модели в исходном виде без преобразований. Эндогенная переменная GDP_{PC}

становится стационарной при взятии абсолютных разностей первого порядка, которые обозначим через $D(\text{GDP}_{\text{PC}})$, т. е. речь идет об абсолютных приростах реального ВВП на душу населения. Так как экзогенные переменные являются стационарными, а эндогенная переменная стационарна в приростах, искомая модель будет относиться к типу *ARIMAX* (*autoregressive integrated moving average extended*), который характеризуется присутствием независимых факторов и совмещением двух типов моделей, а именно авторегрессионной модели (*AR*) и модели скользящего среднего (*MA*), с добавлением эндогенного временного ряда в разностях:

$$D(\text{GDP}_{\text{PC}}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{BM} + \beta_2 \cdot \text{GCF} + \beta_3 \cdot \text{TR} + \varepsilon_t,$$

где ε_t – случайная ошибка.

Корреляционный анализ эндогенной переменной и экзогенных переменных представлен на рис. 17.

Переменные	$D(\text{GDP}_{\text{PC}})$	GCF	TR	BM
$D(\text{GDP}_{\text{PC}})$	1	–	–	–
GCF	0,864 7	1	–	–
TR	0,460 6	0,296 1	1	–
BM	0,797 8	0,861 1	0,382 4	1

Рис. 17. Корреляционная матрица эндогенной переменной и экзогенных переменных (составлено в программе *Eviews*)

Fig. 17. Correlation matrix of endogenous and exogenous variables (compiled in the programme *Eviews*)

Из рис. 17 видно, что существует достаточная зависимость между ростом валового капитала и ростом денежной массы, так как широкая денежная масса выступает источником инвестиций в стране. Поэтому в начальную модель следует внести мультипликативную переменную $\text{GCF} \cdot \text{BM}$ для исключения возможной мультиколлинеарности, а также для рассмотрения совместного влияния факторов на показатель $D(\text{GDP}_{\text{PC}})$.

Начальное построение модели представлено на рис. 18.

Эндогенная переменная			$D(\text{GDP}_{\text{PC}})$	
Метод			ARMA CLS	
Variable	Coeff.	Std. error	t-Stat.	Prob.
C	–582,453 9	59,878 35	–9,727 286	0,000 0
TR	16,617 07	3,563 776	4,662 770	0,000 2
$\text{BM} \cdot \text{GCF}$	339,635 0	37,130 70	9,147 014	0,000 0
$AR(1)$	–0,239 858	0,370 919	–0,646 658	0,526 0
$MA(1)$	–0,518 979	0,355 062	–1,461 658	0,161 1
R^2	0,820 538			
F-stat.	20,574 94			
Prob.(F-stat.)	0,000 002			

Рис. 18. Начальная модель *ARIMAX* (составлено в программе *Eviews*)

Fig. 18. Initial model *ARIMAX* (compiled in the programme *Eviews*)

Анализ начальной модели *ARIMAX* (см. рис. 18) позволяет сделать следующие выводы:

- 1) коэффициенты при экзогенных переменных TR, $\text{BM} \cdot \text{GCF}$ являются статистически значимыми при $\alpha = 1\%$, но коэффициенты при моделях $AR(1)$ и $MA(1)$ незначимы при любом значении α ;
- 2) коэффициент детерминации (0,82) показывает, что уравнение регрессии модели описывает изменения эндогенной переменной $D(\text{GDP}_{\text{PC}})$ на 82 %, т. е. данная модель имеет достаточно высокую объясняющую способность. Значимость коэффициента детерминации также не отвергается ($\text{prob.}(F\text{-stat.}) = 0,000 0 < 0,05$), следовательно, начальная модель является статистически значимой. Однако начальная модель недостаточно качественная, так как в ней имеются незначимые коэффициенты при авторегрессии и скользящем среднем первых порядков.

Далее предлагается изменить порядок скользящего среднего эмпирическим методом, так как иная комбинация авторегрессии и скользящего среднего может оказывать более качественное воздействие на значимость коэффициентов модели. Порядки авторегрессии и скользящего среднего подбираются

с учетом наблюдения за общим качеством модели и ее изменением. После подбора новых порядков авторегрессии и скользящего среднего получим новую модель (рис. 19), в которой наблюдаются значительные улучшения.

Эндогенная переменная		D(GDP _{РС})		
Метод		ARMA CLS		
Variable	Coeff.	Std. error	t-Stat.	Prob.
C	-581,049 9	38,522 52	-15,083 38	0,000 0
TR	15,010 45	2,886 668	5,199 922	0,000 1
BM*GCF	368,391 4	26,268 51	14,024 07	0,000 0
AR (1)	-0,841 905	0,086 040	-9,785 000	0,000 0
MA (2)	-0,954 840	0,039 071	-24,438 39	0,000 0
R^2		0,871 042		
F-stat.		30,395 11		
Prob.(F-stat.)		0,000 000		

Рис. 19. Модель *ARIMAX* с эмпирическим подбором *AR*(1) и *MA*(2)
(составлено в программе *Eviews*)

Fig. 19. Model *ARIMAX* with empirical fitting of *AR*(1) and *MA*(2)
(compiled in the programme *Eviews*)

Значимость коэффициентов при авторегрессии первого порядка и скользящем среднем второго порядка подтверждается на уровне $\alpha = 1\%$, также на аналогичном уровне значимы коэффициенты при переменных *TR* и *BM*GCF* и значим постоянный компонент *C*. Значение коэффициента детерминации модели *ARIMAX* с эмпирическим подбором *AR*(1) и *MA*(2) увеличилось по сравнению со значением коэффициента детерминации исходной модели на 0,05. Коэффициент детерминации является статистически значимым при $\alpha = 1\%$, поэтому модель является статистически значимой в целом и может признаваться качественной. Для улучшения объясняющей способности модели проанализируем график остатков (рис. 20).

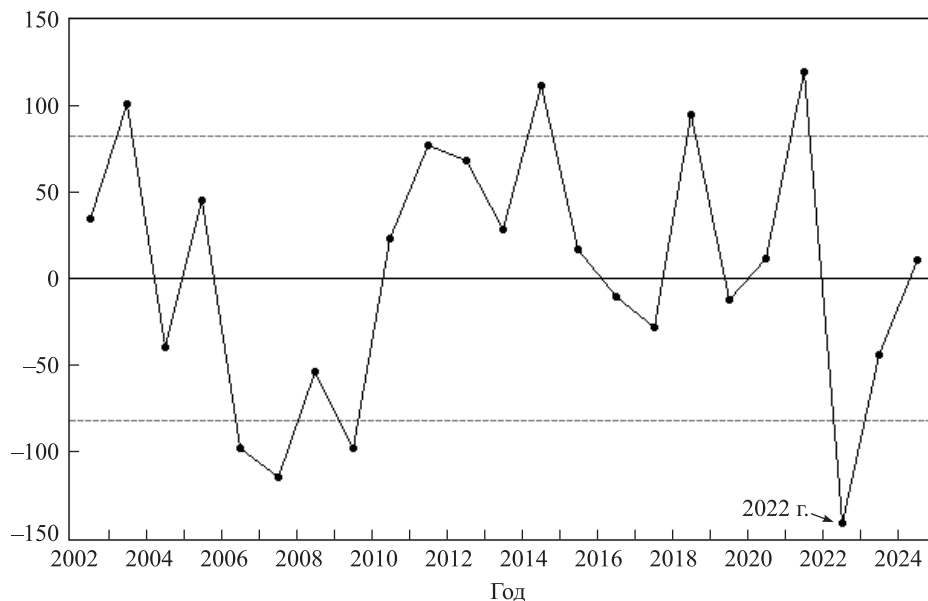


Рис. 20. Графическое изображение остатков модели (составлено в программе *Eviews*)

Fig. 20. Graphic representation of the model residues (compiled in the programme *Eviews*)

Наблюдаемый наибольший выброс в остатках модели приходится на 2022 г., поэтому введем фиктивную корректирующую переменную *D2022* (рис. 21).

При условии, что порядки авторегрессии и скользящего среднего являются статистически значимыми, аддитивные экзогенные переменные, как и фиктивная переменная *D2022*, имеют значимые коэффициенты, поэтому можно признать модель итоговой с объясняющей способностью 91,9 %. Проверим выполнение предпосылок МНК с помощью теста Бреуша – Годфри (*Breusch – Godfrey test*, LM) и тестов Уайта и Жака – Бера.

Эндогенная переменная			D(GDP _{PC})	
Метод			ARMA CLS	
Variable	Coeff.	Std. error	t-Stat.	Prob.
C	–591,721 1	30,793 06	–19,216 06	0,000 0
TR	20,893 84	2,915 930	7,165 413	0,000 0
BM*GCF	286,098 5	32,861 05	8,706 311	0,000 0
D2022	–206,719 6	62,481 35	–3,308 500	0,004 2
AR (1)	–0,908 320	0,062 116	–14,622 98	0,000 0
MA (2)	–0,969 439	0,041 843	–23,168 38	0,000 0
R^2		0,918 921		
F-stat.		38,534 45		
Prob.(F-stat.)		0,000 000		

Рис. 21. Модель временных рядов с фиктивной переменной D2022
(составлено в программе Eviews)

Fig. 21. Time series model with dummy variable D2022
(compiled in the programme Eviews)

Результаты тестов по предпосылкам МНК представлены на рис. 22, который показывает, что модель является статистически значимой и качественной.

Тесты	F-stat.	Prob.	Итог
LM	0,058 626	0,943 3	H ₀
White	1,897 202	0,143 3	H ₀
Jarque – Bera	0,727 377	0,695 1	H ₀

Рис. 22. Тесты проверки предпосылок МНК
(составлено в программе Eviews)

Fig. 22. Tests of OLS assumptions
(compiled in the programme Eviews)

Проверим также представленную модель на наличие ошибок спецификации с помощью теста Рэмси (Ramsey test, RESET) (рис. 23).

Test statistics	Value	d. f.	Prob.
t-Stat.	0,695 667	16	0,496 6
F-stat.	0,483 953	(1, 16)	0,496 6

Рис. 23. Тест на наличие ошибок спецификации
(составлено в программе Eviews)

Fig. 23. Ramsey test
(compiled in the programme Eviews)

Итак, качество модели подтверждено, модель имеет следующий вид:

$$D(\text{GDP}_{\text{PC}}) = -591,72 + 20,89 \cdot \text{TR} + 286,1 \cdot \text{BM} \cdot \text{GCF} - 206,72 \cdot \text{D2022} - 1,88 + \varepsilon_t.$$

Приступим к трактовке коэффициентов при экзогенных переменных модели. Сначала рассмотрим коэффициент авторегрессии, который показывает зависимость текущего значения реального ВВП от его предыдущих значений. Реальный ВВП на душу населения – это динамичный показатель, выражается в абсолютных приростах и обладает инерционностью, т. е. определенную долю нынешнего показателя прироста можно объяснить как показатель прошлых периодов. Это свойство сохраняется длительное время, именно поэтому начальная модель (см. рис. 17) была построена с возможностью определения зависимости значения прироста реального ВВП на душу населения от его предшествующих значений. Поскольку порядок авторегрессии равен 1, это означает, что текущее значение абсолютного прироста реального ВВП на душу населения объясняется значением прироста прошлого года: увеличение прироста реального ВВП на душу населения на 1 долл. США в прошлом периоде будет приводить к замедлению прироста на –0,908 320 долл. США в текущем периоде.

Возрастание абсолютного прироста реального ВВП на душу населения при одновременном увеличении темпа роста денежной массы на 1 % и валового накопления капитала на 1 % рассчитано (в долларах США) как

$$(1,01 \cdot 1,01) - 1 = 0,0201, \\ 286,1 \cdot 0,0201 \approx 5,75.$$

Такое влияние роста денежной массы на экономическое благосостояние Беларуси может быть обосновано стимулированием совокупного спроса, расширением кредитования и увеличением инвестиций, что формирует валовое накопление капитала (производственные мощности и др.).

Возрастание на 1 % доли общих резервов во внешнем долге даст увеличение абсолютного прироста реального ВВП на душу населения в размере 20,89 долл. США. Увеличение доли резервов во внешнем долге снижает вероятность долгового кризиса, повышает экономическую стабильность и способствует росту реального ВВП.

Точность построенной модели проверим с помощью ретрополяции и расчета средней абсолютной ошибки прогноза. Ретроспективный прогноз проведем по реальному ВВП на душу населения, а не по его абсолютному приросту (табл. 3).

Таблица 3

Расчет абсолютных ошибок статистического ретроспективного прогноза

Table 3

Calculation of absolute errors of statistical retro-forecasting

Год	Фактические значения GDP _{РС} , долл. США	Прогнозные значения GDP _{РС} , долл. США	Абсолютная ошибка прогноза (MAPE), %
2000	2615,4	—	—
2001	2753,0	—	—
2002	2910,4	2945,2	1,20
2003	3137,3	3072,7	2,06
2004	3520,4	3524,6	0,12
2005	3877,7	3816,0	1,59
2006	4291,7	4320,0	0,66
2007	4682,2	4792,3	2,35
2008	5177,7	5189,8	0,23
2009	5200,8	5322,0	2,33
2010	5616,1	5588,7	0,49
2011	5941,7	5854,7	1,46
2012	6052,7	6046,2	0,11
2013	6115,4	6116,9	0,02
2014	6212,9	6129,4	1,34
2015	5967,1	5944,8	0,37
2016	5811,2	5855,1	0,76
2017	5964,9	5989,2	0,41
2018	6165,9	6109,4	0,92
2019	6267,7	6310,3	0,68
2020	6252,0	6336,3	1,35
2021	6457,7	6423,6	0,53
2022	6206,6	6292,8	1,39
2023	6482,8	6490,8	0,12
2024	6755,3	6734,5	0,31

Примечание. Составлено в программе MS Excel.

Общий ряд абсолютных ошибок по ретроспективному прогнозу является удовлетворительным, наибольшая ошибка прогноза наблюдается за 2007 г. (2,35 %). Средняя абсолютная ошибка прогноза за рассматриваемый период равна 0,904 %. Так как ошибка крайне мала, модель является качественной и может использоваться как прогностический инструмент.

Построим динамический прогноз реального ВВП на душу населения Беларуси до 2050 г. по сценарию развития событий, при котором сохраняются среднегодовые тенденции роста экзогенных переменных на уровне значений периода 2000–2024 гг.: доля общих резервов во внешнем долге составляет 22,9 %, темп роста денежной массы – 7 % в год, темп роста валового накопления капитала – 6 % в год.

Результаты динамического прогноза представлены на рис. 24.

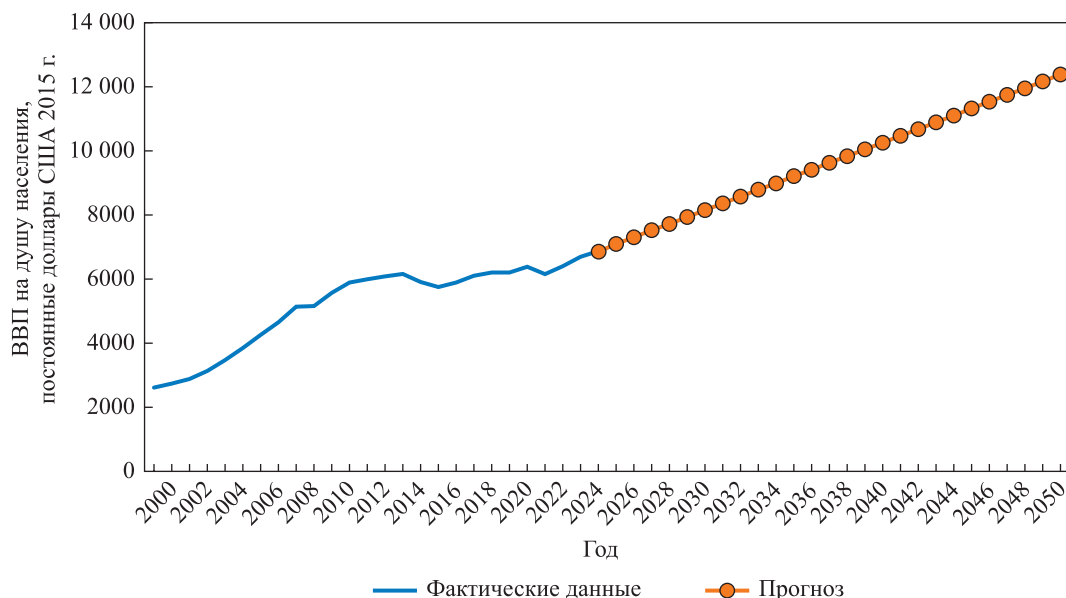


Рис. 24. Динамический прогноз ВВП на душу населения на 2025–2050 гг. по обменному курсу в постоянных долларах США 2015 г. (составлено в программе MS Excel)

Fig. 24. Dynamic forecast of GDP per capita for 2025–2050 at exchange rate in constant 2015 US dollars (compiled in the programme MS Excel)

Из рис. 24 следует, что при сохранении общих тенденций к 2040 г. Беларусь будет иметь реальный ВВП на душу населения в размере 10 151 постоянный доллар США 2015 г. и к 2050 г. – 12 291 постоянный доллар США 2015 г.

При добавлении с течением времени фактических значений реального ВВП на душу населения в эндогенный временной ряд, а также дополнительных данных об изменении сценария в экзогенные факторы точность прогноза на перспективу будет возрастать и позволит иметь представление о будущей степени роста экономики Беларуси.

Библиографические ссылки

1. Головенчик ГГ. *Цифровая трансформация белорусской экономики в условиях цифровой глобализации*. Минск: ИВЦ Минфина; 2022. 376 с.
2. Головенчик ГГ, Ковалёв ММ. Цифровая трансформация и экономический рост (на примере белорусской экономики). *Журнал Белорусского государственного университета. Экономика*. 2018;1:102–121. EDN: VKMRZP.
3. Господарик ЕГ, Ермак ВД. Моделирование влияния уровня образования и цифровизации на экономический рост. *Журнал Белорусского государственного университета. Экономика*. 2022;2:81–92. EDN: OQWDWW.
4. Сопоев АЮ, Казарян МЛ. Цифровая экономика как фактор экономического роста. *Научный лидер*. 2023;33:17–19. EDN: EEWGUO.
5. Господарик ЕГ, Лосякина ПВ. Анализ влияния цифрового и финансового развития страны на ее экономический рост на примере Беларуси. *Журнал Белорусского государственного университета. Экономика*. 2022;1:65–78. EDN: QAQLSF.

Статья поступила в редколлегию 01.04.2025.
Received by editorial board 01.04.2025.