

УДК 338.57: 519.8626

МУЛЬТИПЛИКАТИВНЫЕ ЭФФЕКТЫ ДИНАМИКИ ИНДЕКСОВ ЦЕН

Сошникова Л.А., д-р экон. наук, профессор, профессор кафедры статистики, УО «БГЭУ»

Сошников Л.Е., канд. физ.-мат. наук, доцент, доцент кафедры информационных технологий, УО «БГЭУ»

Аннотация. В статье рассматриваются вопросы взаимосвязи индексов потребительских цен, индексов цен импорта энергоносителей и индексов цен производителей продукции. Для оценки тесноты связи между перечисленными индексами и выявления мультипликативных эффектов авторами использовались: метод канонических корреляций, метод главных компонент, множественная регрессия, мультипликативные модели и нейросетевое моделирование для базисных индексов цен и цен производителей промышленной продукции, был выполнен прогноз этих индексов на 2022 г.

Ключевые слова индексы цен, метод канонических корреляций, множественный регрессионный анализ, метод главных компонент, мультипликативное и нейросетевое моделирование.

Введение. Рост цен производителей промышленной и сельскохозяйственной продукции является основным фактором, порождающим инфляцию, который в свою очередь в значительной мере зависит от изменения цен на сырье и основные импортируемые энергоносители. В свою очередь индикатором уровня инфляции принято считать индекс потребительских цен. Поэтому для выявления наличия связи между динамикой потребительских цен, цен производителей промышленной продукции и ценами на импортируемые энергоносители в данной работе был проведен их системный анализ с использованием статистических методов и методов эконометрического моделирования.

Основная часть. Для проверки выдвигаемой авторами гипотезы о тесной зависимости индекса потребительских цен от двух групп показателей: индексов цен импорта энергоносителей и индексов цен производителей продукции был проведен системный анализ, который в зависимости от используемого метода и по характеру оцениваемых связей был разбит на отдельные этапы:

1-ой этап – анализ взаимосвязи индексов цен импорта энергоносителей и индексов цен производителей продукции;

2-ый этап – анализ влияния динамики индексов цен производителей продукции на индекс потребительских цен;

3-ий этап – факторный анализ влияния динамики интегральных индексов цен производителей продукции на индекс потребительских цен.

В качестве исходных данных в анализе использованы временные ряды ежемесячных индексов цен за период с января 1999 г. по декабрь 2010 г. Все перечисленные этапы представлены на схеме (рисунок 1):

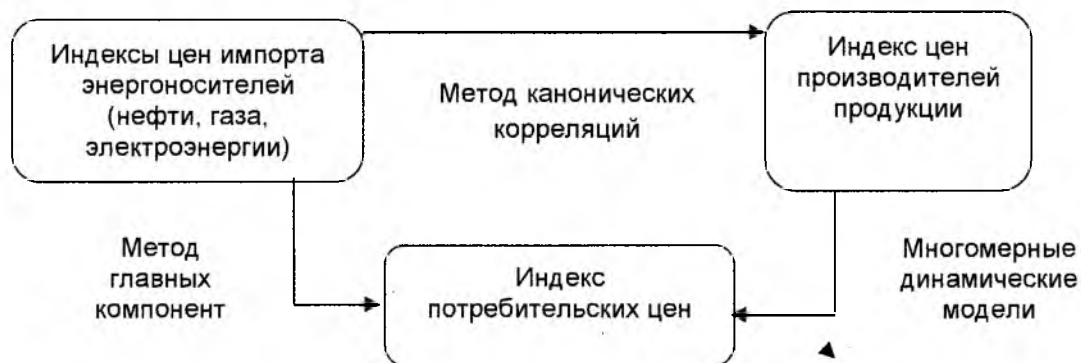


Рисунок 1. – Направления и методы системного анализа индексов цен

Примечание – Источник: собственная разработка.

В рамках первого этапа анализируется мультипликативный эффект изменения цен импорта энергоносителей и цен производителей за 2009-2020 гг. Как представлено на рисунке 1. для выявления наличия связи между динамикой потребительских цен, цен производителей продукции и ценами на импортируемые энергоносители необходимо провести системный анализ с использованием статистических и эконометрических методов. Для анализа взаимосвязь индексов цен импорта энергоносителей и индексов цен производителей продукции использовался метод канонических корреляций.

Метод канонических корреляций – статистический метод анализа связей между массовыми общественными явлениями и процессами, применяемый в том случае, когда рассматриваются несколько независимых переменных X_j ($j = \overline{1, q}$) и несколько результативных показателей Y_k ($k = \overline{1, p}$), т.е. канонический корреляционный анализ можно рассматривать как вариант распространения парной корреляции на случай двух многомерных величин. Важнейшим достоинством метода канонических корреляций является то, что при его применении не требуется подтверждения отсутствия корреляции как в группе зависимых переменных (Y_k), так и в группе независимых переменных (X_j).

Цель применения метода – поиск максимальных корреляционных связей между факторными ($X_1, X_2, X_3, \dots, X_q$) и результативными переменными ($Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_p$) [1, С. 526].

В ходе канонического корреляционного анализа оценивается теснота связи между новыми каноническими переменными U и V , вычисляемыми по формулам:

$$\begin{aligned} U &= a_1X_1 + a_2X_2 + \dots + a_qX_q; \\ V &= b_1Y_1 + b_2Y_2 + \dots + b_pY_p. \end{aligned} \quad (1)$$

По аналогии с парной корреляцией теснота связи между каноническими переменными оценивается при помощи канонического коэффициента корреляции r :

$$r = \frac{cov(U,V)}{\sqrt{var(U) \times var(V)}}, \quad (2)$$

где $cov(U, V)$ – ковариация канонических переменных U и V ; $var(U)$, $var(V)$ – вариации (дисперсии) канонических переменных.

Применительно к нашему примеру в качестве факторных переменных выступают месячные индексы цен импорта нефти, газа и электроэнергии, а в качестве результативных переменных – цепные индексы цен производителей продукции и индексы цен импорта в Республике Беларусь (таблица 1):

- X_1 – индекс цен импорта природного газа, %;
- X_2 – индекс цен импорта нефтепродуктов, %
- X_3 – индекс цен импорта сырой нефти, %
- X_4 – индекс цен импорта электроэнергии, %
- Y_1 – индексы цен производителей промышленной продукции (потребительские товары), %;
- Y_2 – индексы цен производителей сельскохозяйственной продукции, %
- Y_3 – индексы цен производства услуг, %
- Y_4 – индексы цен на импорт, %.

Таблица 1. – Динамика цен импорта энергоносителей и цен производителей в Республике Беларусь, % к предыдущему году

Год	X_1	X_2	X_3	X_4	Y_1	Y_2	Y_3	Y_4
2009	116,23	61,71	74,27	91,70	113,8	103,8	113,9	113,0
2010	127,04	153,16	140,06	105,27	109,4	117,6	105,0	107,8
2011	141,53	105,65	99,85	134,67	160,1	135,4	129,6	153,2
2012	63,44	97,27	87,46	101,74	171,5	191,1	153,2	159,2
2013	98,41	208,36	98,25	96,28	116,1	113,0	138,0	118,3
2014	102,63	54,19	85,87	97,92	115,2	119,7	135,2	118,1
2015	84,94	46,51	72,96	74,53	110,3	105,2	121,3	113,5
2016	94,57	106,72	88,50	96,69	111,8	109,0	119,7	111,8
2017	106,97	101,47	134,53	111,92	106,9	113,6	108,7	106,0
2018	90,55	122,86	126,98	92,93	104,3	109,2	109,6	104,9
2019	98,36	164,71	103,64	101,02	103,3	107,7	107,2	105,6
2020	100,42	117,79	101,60	79,58	103,4	108,0	107,2	105,5

Примечание. Источник: [2]

Все необходимые расчеты выполним на компьютере с использованием пакета STATISTICA, в которой метод канонических корреляций реализуется при помощи модуля *Canonocal Analis*. Выбираем модуль **Correlations within & between sets**, и получаем три элемента блочной матрицы парных корреляций для двух множеств исходных переменных

$$S = \begin{pmatrix} S_{11} & S_{12} \\ S_{21} & S_{22} \end{pmatrix},$$

где

$$S_{11} = \begin{pmatrix} 1,000 & 0,099 & 0,308 & 0,582 \\ 0,099 & 1,000 & 0,499 & 0,197 \\ 0,308 & 0,499 & 1,000 & 0,368 \\ 0,582 & 0,197 & 0,368 & 1,000 \end{pmatrix};$$

$$S_{12} = S_{21} = \begin{pmatrix} -0,063 & -0,359 & -0,389 & -0,061 \\ -0,135 & -0,066 & -0,104 & 0,145 \\ -0,261 & -0,101 & -0,506 & -0,320 \\ 0,538 & 0,356 & 0,167 & 0,518 \end{pmatrix};$$

$$S_{22} = \begin{pmatrix} 1,000 & 0,891 & 0,763 & 0,994 \\ 0,891 & 1,000 & 0,739 & 0,864 \\ 0,763 & 0,739 & 1,000 & 0,799 \\ 0,994 & 0,864 & 0,799 & 1,000 \end{pmatrix}$$

Матрицы S_{11} и S_{22} относятся ко множеству факторных переменных и результативных переменных соответственно. А матрицы $S_{12} = S_{21}$ – это матрицы ковариаций между переменными двух множеств.

По матрице S_{12} можно сказать, что наиболее тесная прямая связь (0,538) наблюдается между переменными X_4 (индекс цен импорта электроэнергии) и Y_1 (индексы цен производителей промышленной продукции (потребительские товары)) и X_4 и Y_4 (индексы цен на импорт), а самая слабая обратная связь наблюдается между такими переменными, как X_1 (индекс цен импорта природного газа) и Y_1 . Максимальный коэффициент корреляции $r = 0.892$ и его оценка по χ^2 -критерию составляет 20,92. Для того, чтобы продолжить канонический анализ, последовательно выберем процедуры **Eigenvalues** (собственные значения) и **Canonical weights, left & right** (канонические веса для левого и правого множеств). На рисунке 2 мы видим четыре коэффициента канонической корреляции и их оценки по χ^2 критерию:

Root Removed	Chi-Square Tests with Successive Roots Removed (Sosh)					
	Canonical R	Canonical R-sqr	Chi-sqr.	df	p	Lambda Prime
0	0.891707	0.795141	20.91906	16	0.181731	0.040022
1	0.822179	0.675978	10.61375	9	0.303160	0.195365
2	0.628386	0.394869	3.28862	4	0.510748	0.602938
3	0.060208	0.003625	0.02361	1	0.877894	0.996375

Рисунок 2. — Четыре варианта коэффициентов канонической корреляции и оценки их значимости

Судя по рисунку 2, значимым по χ^2 – критерию является только максимальный коэффициент канонической корреляции $R = 0,892$, которому будет соответствовать пара канонических переменных (*Root 1*).

Судя по данным рисунка 3, можно записать, как выглядят канонические переменные U и V , а также соответствующий им максимальный коэффициент канонической корреляции

$$U = -1,177X_1 - 0,094X_2 + 0,942X_3 - 0,782X_4$$

$$V = -1,432Y_1 + 1,493Y_2 - 0,276Y_3 - 0,410Y_4$$

$$R_{max} = 0.892$$

В целом по результатам проведенного канонического анализа можно сделать вывод, что наиболее информативной переменной с точки зрения оценки тесноты связи в первой группе переменных является переменная X_1 – индекс цен импорта природного газа. Ей соответствует максимальный структурный коэффициент (-1,177) в канонической переменной U В канонической переменной V максимальный структурный коэффициент 1,493 соответствует переменной

Y_2 (индексы цен производителей сельскохозяйственной продукции). Т.е. наиболее полно и точно о наличии связи между двумя группами переменных свидетельствуют переменные индекс цен импорта природного газа и (индекс цен производителей сельскохозяйственной продукции).

Canonical Weights, left set (Soshnikov13 02 2)				
Variable	Root 1	Root 2	Root 3	Root 4
X1	-0.177260	-1.22719	-0.092806	0.042706
X2	-0.094215	-0.01688	-0.498358	1.041796
X3	0.942365	-0.01227	0.766748	-0.197415
X4	-0.781777	0.75541	0.637319	0.159139

Canonical Weights, right set (Soshnikov13)				
Variable	Root 1	Root 2	Root 3	Root 4
Y1	-1.432281	0.30395	4.56194	18.2869
Y2	1.49323	1.29692	0.09303	-2.7993
Y3	-0.27648	0.64198	-1.02870	2.3538
Y4	-0.40986	-1.36157	-3.53690	-17.7835

Рисунок 3. – Канонические веса для двух множеств переменных

Также можно сделать вывод, что максимальный коэффициент канонической корреляции равен $r_{max} = 0.892$. Следовательно, имеет место тесная корреляционная связь между динамикой цен импорта энергоносителей и динамикой цен производителей для рассматриваемых видов деятельности.

Второй этап анализа – это анализ влияния динамики индексов цен производителей продукции на индекс потребительских цен (см. рис.1). На этом этапе в качестве информационной базы использовались ежемесячные индексы показателей, публикуемые на WEB – портале Белстата за период с января 2011 года по декабрь 2021года.

Параметры регрессионной модели с оценками их значимости представлены на рисунке 5.

Критерий $DW = 1,703$ свидетельствует об отсутствии автокорреляции остатков модели:

$$CPI = 13,330 + 0,261 * IPP + 0,662 * IPpotr - 0,260 * IPagricl + 0,205 * IPservices$$

Чтобы оценить вклад каждой переменной в оценку множественного коэффициента детерминации, рассчитаем частные коэффициенты детерминации для каждой экзогенной переменной. Для этого воспользуемся формулой:

$$r_i^2 = r_{ij} \beta_i,$$

где r_{ij} – парные коэффициенты корреляции, β_i – коэффициенты регрессионного уравнения для стандартизованных переменных.

Regression Summary for Dependent Variable: CPI (Soshnikov24)						
R= .89804871 R²= .80649148 Adjusted R²= .80039573						
F(4, 127)=132.33 p<0.0000 Std. Error of estimate: .94891						
N=132	Beta	Std. Err. of Beta	B	Std. Err. of B	t(127)	p-level
Intercept			13.32970	4.694237	2.83959	0.005262
IPP	0.344793	0.074466	0.26100	0.056368	4.63022	0.000009
IPpotr	0.815732	0.094447	0.66176	0.076620	8.63589	0.000000
IPagricl	-0.426996	0.077397	-0.25999	0.047125	-5.51697	0.000000
IPservices	0.187925	0.048779	0.20475	0.053147	3.85259	0.000185

Рисунок 4. – Итоговый протокол регрессионного анализа

$$r_1^2 = 0,819 * 0,345 = 0,283 (28,3\%);$$

$$r_2^2 = 0,805 * 0,816 = 0,657 (65,7\%);$$

$$r_3^2 = 0,574 * -0,426 = -0,245 (-24,5\%)$$

$$r_4^2 = 0,598 * (0,188) = 0,112 (11,2\%)$$

Следовательно, из 80,6% ($R^2 = 0.806$) объясненной вариации индекса потребительских цен на индекс цен производителей промышленной продукции (первый фактор) приходится 28,3%, на

индекс цен промышленных товаров потребительского назначения (второй фактор) 65,7%, на индекс цен производителей сельскохозяйственной продукции (третий фактор) — 24,5%, на индекс цен на услуги — 11,2%. Следовательно, самое существенное влияние на динамику потребительских цен оказывает влияние IP_{potr} (второй фактор).

В ходе третьего этапа анализа было оценено влияния динамики интегральных индикаторов динамики цен производителей продукции на изменение уровня потребительских цен с использованием факторного анализа (метода главных компонент) [1, С.333]. Суть факторного анализа заключается в том, что из наблюдаемых переменных X_1, X_2, \dots, X_m на основании корреляционной или ковариационной матрицы по определенному алгоритму рассчитываются новые обобщающие переменные— факторы (компоненты) и размерность признакового пространства существенно снижается.

В рассматриваемом анализе авторами из пяти переменных (IPP , IP_{potr} , IP_{agricl} , $IP_{services}$, IP_{import}) были выделены два фактора Factor 1 и Factor 2, которые с ними тесно связаны (рис. 6):

Variable	Factor Loadings (Unrot Extraction: Principal co (Marked loadings are >	
	Factor 1	Factor 2
IPP	0.883353	-0.322746
IPpotr	0.943203	0.076262
IPagricl	0.904289	0.288945
IPservices	0.600603	-0.562032
IPimport	0.336670	0.859701
Expl.Var	2.961753	1.248436
Prp.Totl	0.592351	0.249687

Рисунок 5. — Матрица факторных нагрузок двух выделенных факторов с исходными переменными

Судя по матрице факторных нагрузок на долю первого фактора (Factor 1) приходится 59,2% объясненной суммарной дисперсии исходных переменных ($2,962/5 = 0,592$); а на второй фактор — 24,97%. На долю характерных факторов 0,892в приходится $100\% - (59,2\% + 24,9\%) = 15,9\%$. То есть при переходе от исходных переменных X_1, X_2, X_3, X_4 к факторам, потеря информативности небольшая. Кроме того регрессионная модель для индексов потребительских цен, построенная на основе факторов F1 и F2, дает достаточно высокий множественный коэффициент вариации $R^2 = 73\%$.

$$CPI = 101,363 + 1,688 * F1 - 0,665 * F2$$

Так как модель множественной регрессии строилась на основе динамических рядов, необходимо проверить их на коинтеграцию, например, по критерию Ингла-Грейнджера:

$$\Delta \varepsilon_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1},$$

где $\Delta \varepsilon_t$ — прирост остатков;

$$\Delta \varepsilon_{et} = -0,014 + 0,814 \varepsilon_{t-1}$$

$$t_{расч} = 9,521$$

Так как для коэффициента регрессии β_1 расчетное значение $t_{расч} = 9,52 > t_{крит.} = 2,59$ [3; 4, с. 448], следовательно, нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции временных рядов следует отклонить.

На заключительном этапе анализа ценовой мультипликации для моделирования и последующего прогнозирования динамики цен были использованы мультипликативные модели с экспоненциальным сглаживанием и метод нейросетевого моделирования - нейросети с архитектурой многослойный персептрон (MLP) и радиальные базисные функции (RBF).

В качестве исходных данных использовались динамические ряды индексов потребительских цен (CPI) и индексов цен производителей промышленной продукции (PPI) за период с января 2005 г. по декабрь 2021 г. [2]. Расчет нескольких вариантов прогнозных значений был сделан на 2022 г. с использованием мультипликативной модели и нейросети с архитектурой многослойный персептрон MLP и с наименьшими среднеквадратичными отклонениями от наблюдаемых значений. Базисные

индексы (декабрь 2004 г.=100%), результаты моделирования и прогнозные значения представлены на рисунке 6.

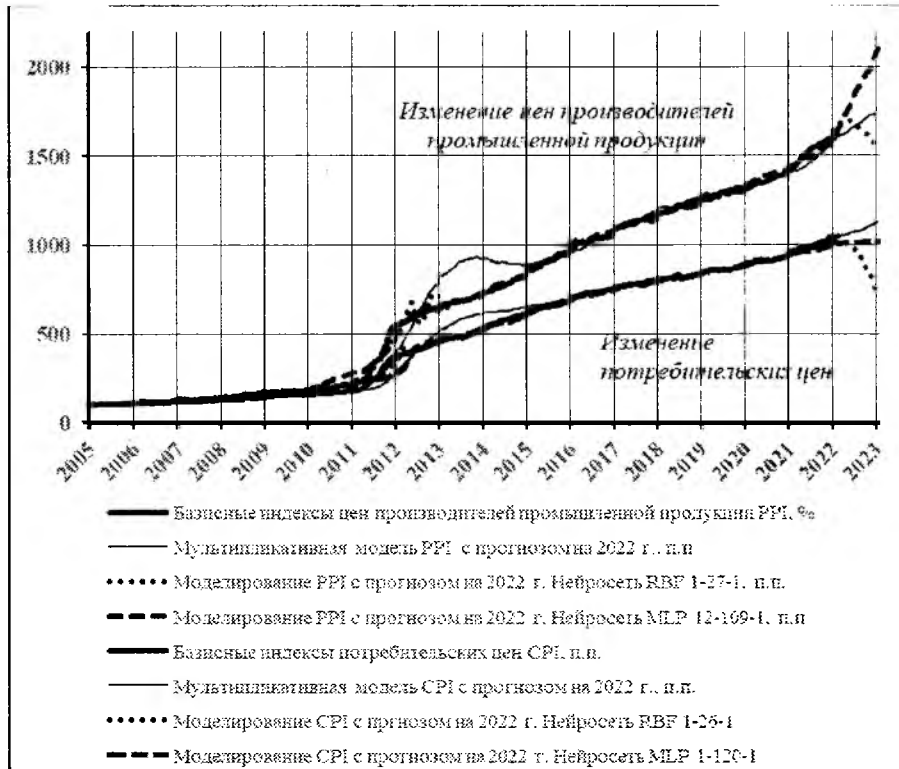


Рисунок 6. – Динамические ряды базисных индексов цен производителей промышленной продукции (сплошная линия), результаты моделирования с использованием мультипликативной модели и нейросетей в период с января 2005 г. до декабря 2021 г. и прогнозными значениями на 2022 г.

Как видно на рисунке 6 прогноз на 2022 год получился разнонаправленный для каждого типа моделей. Мультипликативная модель с экспоненциальным сглаживанием показывает рост как потребительских цен, так и цен производителей промышленной продукции на 2022 год. Моделирование динамических рядов индексов цен на основе нейросетей с архитектурой MLP дает прогноз роста цен на 2022 г. Моделирование изменений цен на основе нейросетей с архитектурой RBF показывает рост, а затем снижение цен во второй половине прогнозного 2022 г.

Заключение. Выполненный авторами комплексный эконометрический анализ позволяет сделать вывод о целесообразности использования многосторонних подходов при исследовании инфляционных процессов с привлечением аппарата статистических и эконометрических методов и моделей. Использование различных методов для анализа отдельных сторон инфляционных процессов позволяет выявить наиболее значимые факторы, порождающие инфляцию и повысить качество прогноза динамики потребительских цен.

В ходе канонического анализа было подтверждено выдвигаемое авторами предположение о наличии прямой тесной связи между динамикой цен импорта на энергоносители и динамикой цен производителей продукции. Максимальный коэффициент канонической корреляции равен 0,892. Наиболее информативными переменными с точки зрения оценки тесноты связи оказались: X_3 – индекс цен импорта сырой нефти и Y_4 – индексы цен на импорт.

Результаты регрессионного анализа индексов потребительских цен позволяют сделать вывод о том, что самое существенное влияние на динамику потребительских цен из всех выбранных факторов оказывает индекс цен производителей промышленной продукции потребительского назначения (IP_{potr}). На его долю приходится 65,7% объясненной вариации индекса потребительских цен.

Выполненное прогнозирование динамики потребительских цен и цен производителей промышленной продукции не позволяет с большой вероятностью определить их динамику на 2022

год. Но скорей всего следует ожидать умеренного роста цен производителей промышленной продукции и потребительских цен (мультипликативные модели PPI и CPI).

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Сошникова, Л.А. / Многомерный статистический анализ в экономике: Учеб. пособие для вузов / Л. А. Сошникова, В.Н. Тамашевич, Г. Уебе, М. Шеффер. Под ред. проф. В.Н. Тамашевича. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 1999. – 598 с.
2. Цены в Республике Беларусь. Статистический сборник. Минск. Национальный статистический комитет Республики Беларусь, 2020 — URL: <https://www.belstat.gov.by/ofitsialnaya-statistika/realny-sector-ekonomiki/tseny> — Дата доступа: 01.03.2022.
3. Грин, У. Эконометрический анализ. Книга 1. / Уильям Грин; пер. с англ.; под науч. ред. С.С. Синельникова и М.Ю. Турунцевой. — М. : Издательский дом «Дело» РАНХиГС, 2016. — 760 с.
4. Эконометрика : учебник для вузов / под ред. И.И. Елисеевой. — 2-е изд., перераб. и доп. — М. : Финансы и статистика, 2005. — 576 с.
5. Боровиков, В.П. Популярное введение в современный анализ данных и машинное обучение на Statistica / В.П. Боровиков. — М. : ЮНИТИ-ДАНА, 2018. — 354 с

MULTIPLICATIVE EFFECTS OF THE DYNAMICS OF PRICE INDICES

Soshnikova L.A., Doctor of Economics Sciences, Professor, Professor of the Department of Statistics in BSEU
Soshnikov L.E., Ph.D. Phys.-Math. Sciences, Associate Professor, Associate Professor of the Department of Information Technologies in BSEU

***Annotation.** The article discusses the relationship between consumer price indices, energy import price indices and producer price indices. To assess the closeness of the relationship between the listed indices and identify multiplicative effects, the authors used: the canonical correlation method, the principal component method, multiple regression, multiplicative models and neural network modeling for basic price indices and producer prices of industrial products, a forecast of these indices for 2022 was made.*

***Keywords:** price indices, canonical correlation method, multiple regression analysis, principal component analysis, multiplicative and neural network modeling.*

УДК 330.322

МЕТОДЫ ОЦЕНКИ ИНВЕСТИЦИОННОЙ ПРИВЛЕКАТЕЛЬНОСТИ УНИВЕРСИТЕТА ДЛЯ ЦИФРОВОЙ ТРАНСФОРМАЦИИ

Курбацкий В.Н., канд. пед. наук, доцент, профессор кафедры информационных технологий в образовании, ГУО «Республиканский институт высшей школы»
Бусыгин Д.Ю., канд. экон. наук, доцент, зав. кафедрой менеджмента, учета, и финансов, Минский филиал РЭУ им. Г.В.Плеханова

***Аннотация.** В данной статье проанализированы методы, используемые в оценке инвестиционной привлекательности современного цифрового университета. Рассмотрены общие факторы, определяющие инвестиционный потенциал компании, стратегический подход к оценке инвестиционной привлекательности университета при цифровой трансформации.*

***Ключевые слова:** инвестиционная привлекательность, инвестиционный потенциал, методы оценки, стратегический потенциал, цифровая трансформация.*

Введение. Цифровая трансформация — это явление, которое, хотя и не является новым, приобрело актуальность в последние годы в результате быстрого развития технологий и массового распространения телекоммуникационных сетей. Гиперсвязь, искусственный интеллект, Интернет вещей, блокчейн, 3D-печать, кибербезопасность, большие данные и киберфизические системы позволили внедрить новые методы и бизнес-модели, изменив способ взаимодействия людей и бизнеса. Таким образом, представители новых поколений, родившиеся и выросшие в полностью цифровой среде, характеризуются различными потребностями и точками зрения, которые никогда ранее не наблюдались.

Новые поколения требуют других методов обучения и содержания учебных программ. Гибкость и персонализированные предложения стали общим знаменателем во всех секторах, и ожидается, что университеты последуют их примеру. Однако традиционная практика и взгляды преподавателей и администраторов препятствуют изменениям, требуя от студентов адаптации к