

Эконометрический анализ объемов импорта Республики Казахстан

М.М. Цвиль¹, А.В. Нестерова²

¹Российская таможенная академия (Ростовский филиал), Ростов-на-Дону

²Донской государственной технической университет, Ростов-на-Дону

Аннотация: В статье строится тренд-сезонная адаптивная модель временного ряда объемов импорта Республики Казахстан по квартальным данным в период с 2013 по 2018 гг. По полученной модели сделан прогноз объемов импорта в стоимостном выражении на первый квартал 2019 года.

Ключевые слова: Республика Казахстан, импорт, мультипликативная модель, экспоненциальное сглаживание, адаптивная модель, прогнозирование, уравнение тренда.

Внешнеторговые операции участников внешнеэкономической деятельности в совокупности рожают внешнеторговые отношения страны, демонстрирующие открытость ее экономики и отвечающие за ее международную позицию. Внешнеэкономическая деятельность Казахстана является одним из наиболее значимых факторов в определении динамики развития страны [1,2]. Чем стабильнее развивается экономика, тем больше вероятность того, что реализуемые внешнеторговая и таможенная политика дадут наиболее согласованный с целью результат, однако в кризисных условиях возникают дополнительные факторы риска, дестабилизирующие условия принятия решений и ставящие перед органами власти новые актуальные задачи.

Результат, получаемый в процессе учета и анализа внешней торговли, возможно вовлекать в исследование процессов и явлений наиболее глубоко и всесторонне. А это подразумевает неизбежную актуализацию использования математико-статистических методов в анализе внешнеторгового оборота и поиске оптимальной модели для его прогнозирования [3-5]. Практическая значимость работы заключается, прежде всего, в исследовании аспектов применения методологии статистического анализа внешней торговли и эконометрического моделирования на примере объемов импорта республики Казахстан с целью их прогнозирования.

В данной статье демонстрируется методика эконометрического моделирования на примере объемов импорта республики Казахстан и доказываемая практическая значимость прогнозирования данных внешней торговли в целях принятия управленческих решений.

Обратимся к данным по импорту Республики Казахстан из третьих стран за 2013- 2018 гг.[6]

Таблица № 1

Данные по импорту Республики Казахстан за 2013- 2018 гг., млн. долл.

Период	2013	2014	2015	2016	2017	2018
I квартал	6087,999	5460,51	4619,88	3407,93	3455,48	4190,68
II квартал	7952,17	7153,33	5369,96	3827,3	4565,13	4788,36
III квартал	7903,51	7135,62	4940,06	3903,78	4301,03	5109,08
IV квартал	8191,79	6964,51	4426,27	4374,18	4759,83	5222,34

Прежде чем прогнозировать объем импорта, необходимо по имеющимся у нас данным построить эконометрическую модель временного ряда. Общий алгоритм построения модели включает в себя [7,8]:

1. Графическое представление данных Y_t .
2. Проверка ряда на наличие тенденции (T).
3. Принятие решения о компонентах временного ряда.
4. Сглаживание ряда одним из доступных методов.
5. Выделение сезонных компонент (S) и аналитическое выравнивание по десезонализованному ряду.
6. Построение модели с введением фиктивных переменных и ее проверка на адекватность.
7. Использование для прогнозирования адаптивной полиномиальной модели второго порядка.

Изобразим данные графически, представив их последовательно в виде временного ряда Y_t , при $t=1,2,\dots,24$, где t – номер квартала (рис.1).

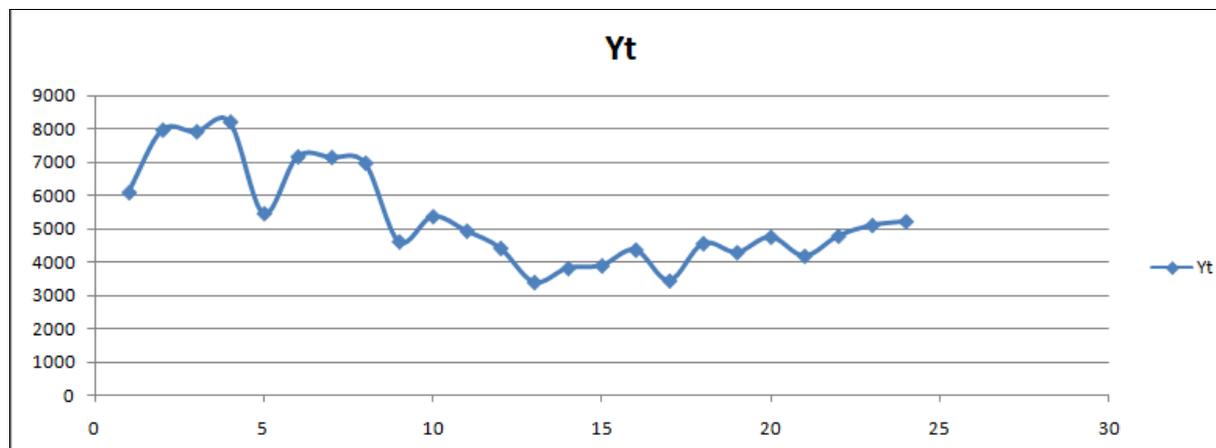


Рис. 1. – Графическое представление объемов импорта за 2013-2018 гг.

Исследуя график временного ряда (рис. 1), приходим к выводу о наличии сезонных колебаний (с периодом колебаний равным 4) и присутствии тенденции (рис.2). Поскольку амплитуда сезонных колебаний уменьшается, можем предположить существование у временного ряда мультипликативной модели вида $Y = T \cdot S \cdot E$, где T - трендовая, S - сезонная, E - случайная компоненты. [7]

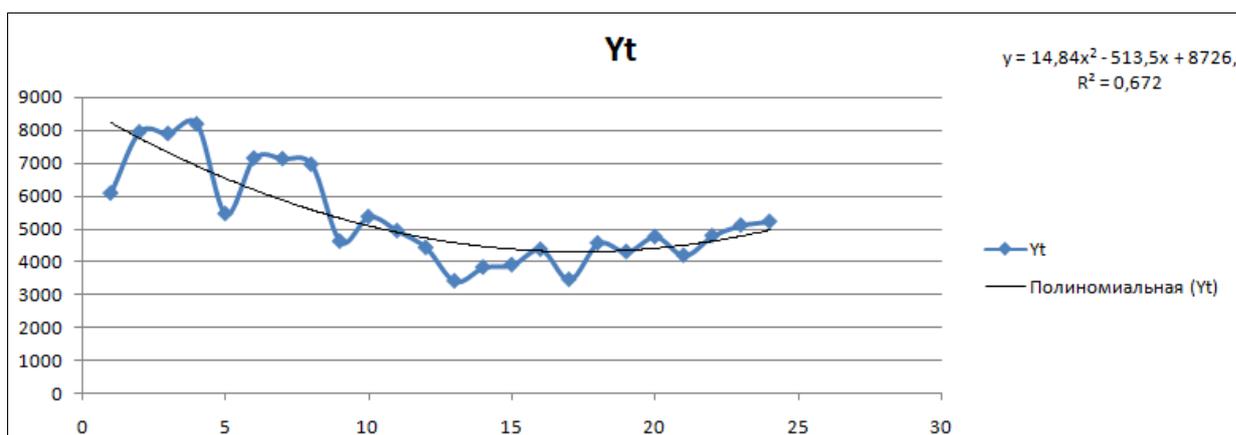


Рис. 2. – Графическое представление объемов импорта с наличием тренда

Проведем выравнивание уровней данного ряда методом скользящей средней. Вычислим оценки сезонной компоненты. Для этого разделим

фактические уровни ряда на центрированные скользящие средние. Отообразим результат вычисления в таблице 2.

Таблица № 2

Вычисление оценок сезонной компоненты

	t	Yt	Ск. ср.	Центр. ск.	Оценка сезон.	Si
2013	1	6087,999				0,836
	2	7952,17				1,035
	3	7903,51	7533,86725	7455,431	1,0601	1,041
	4	8191,79	7376,995	7277,140	1,1257	1,087
2014	5	5460,51	7177,285	7081,299	0,7711	0,836
	6	7153,33	6985,3125	6831,903	1,0470	1,035
	7	7135,62	6678,4925	6573,414	1,0855	1,041
	8	6964,51	6468,335	6245,414	1,1151	1,087
2015	9	4619,88	6022,4925	5748,048	0,8037	0,836
	10	5369,96	5473,6025	5156,323	1,0414	1,035
	11	4940,06	4839,0425	4687,549	1,0539	1,041
	12	4426,27	4536,055	4343,223	1,0191	1,087
2016	13	3407,93	4150,39	4020,855	0,8476	0,836
	14	3827,3	3891,32	3884,809	0,9852	1,035
	15	3903,78	3878,2975	3884,241	1,0050	1,041
	16	4374,18	3890,185	3982,414	1,0984	1,087
2017	17	3455,48	4074,6425	4124,299	0,8378	0,836
	18	4565,13	4173,955	4222,161	1,0812	1,035
	19	4301,03	4270,3675	4362,268	0,9860	1,041
	20	4759,83	4454,1675	4482,071	1,0620	1,087
2018	21	4190,68	4509,975	4610,981	0,9088	0,836
	22	4788,36	4711,9875	4769,801	1,0039	1,035
	23	5109,08	4827,615			1,041
	24	5222,34				1,087

На основе этих оценок рассчитаем значения скорректированной сезонной компоненты S (таблица 3).

Далее к десеонализированному ряду Yt/Si (таблица 4) стало возможным применение аналитического выравнивания [9,10], первая задача

которого подбор модели тренда. Применение инструментария программного пакета Excel «Анализ данных» показало, что наиболее лучшим образом тенденция описывается уравнением полинома второй степени (рис.3).

Таблица № 3

Вычисления скорректированной сезонной компоненты

Показатель	Год	Номер квартала, i			
		I	II	III	IV
	1	-	-	1,060	1,126
	2	0,771	1,047	1,086	1,115
	3	0,804	1,041	1,054	1,019
	4	0,848	0,985	1,005	1,098
	5	0,838	1,081	0,986	1,062
	6	0,909	1,004	-	-
Сумма за i-ый квартал		4,169	5,159	5,190	5,420
Средняя оценка сезонной компонента		0,834	1,032	1,038	1,084
Скорректированная сезонная компонента		0,836	1,035	1,041	1,087

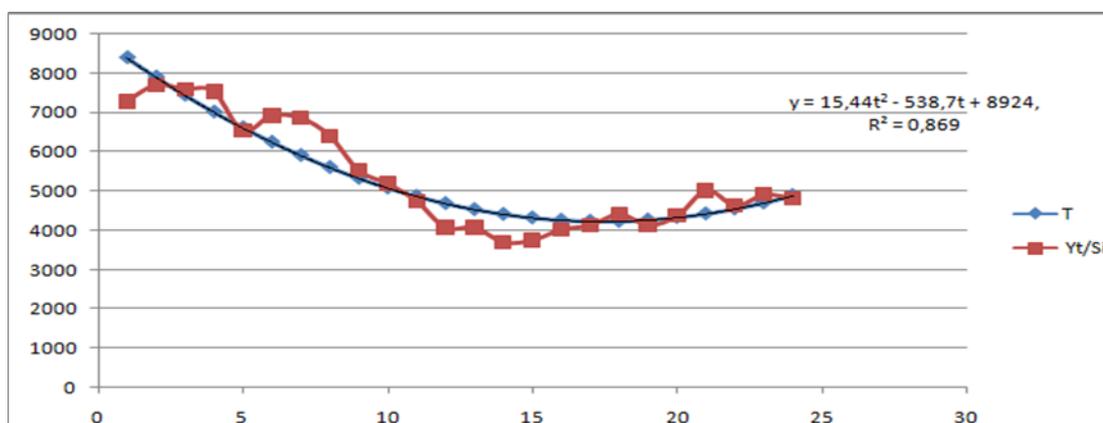


Рис. 3. – Применение уравнения параболического тренда для десезонализованного ряда

Если вновь посмотреть на график (рис. 2), можно заметить значимые отклонения уровней ряда от точек, описываемых уравнением, в первом квартале 2013 года, в третьем и четвертом кварталах 2014 года.

Сгладить эти отклонения помогает введение фиктивных переменных

для обозначенных периодов времени и их учет для каждого последующих периодов путем соотнесения кварталов. Как известно, фиктивная переменная может варьировать два из возможных значений – 1 и 0. Поэтому пусть Z_1 в точке $t=1$ принимает значение 1, а остальных – нули; Z_2 в точке $t=7$ принимает значение 1, а остальных – нули; Z_3 в точке $t=8$ принимает значение 1, а остальных – нули.

Таблица № 4

Аналитическое выравнивание десеонализированного ряда.

t	Y_t	S_i	Y_t/S_i	T
1	6087,999	0,836	7278,959	8401,511429
2	7952,17	1,035	7683,753	7909,128202
3	7903,51	1,041	7590,109	7447,63121
4	8191,79	1,087	7533,421	7017,020453
5	5460,51	0,836	6528,718	6617,29593
6	7153,33	1,035	6911,877	6248,457642
7	7135,62	1,041	6852,669	5910,50559
8	6964,51	1,087	6404,777	5603,439772
9	4619,88	0,836	5523,640	5327,260189
10	5369,96	1,035	5188,703	5081,96684
11	4940,06	1,041	4744,170	4867,559727
12	4426,27	1,087	4070,533	4684,038848
13	3407,93	0,836	4074,604	4531,404205
14	3827,3	1,035	3698,114	4409,655796
15	3903,78	1,041	3748,982	4318,793622
16	4374,18	1,087	4022,630	4258,817682
17	3455,48	0,836	4131,456	4229,727978
18	4565,13	1,035	4411,039	4231,524508
19	4301,03	1,041	4130,480	4264,207274
20	4759,83	1,087	4377,285	4327,776274
21	4190,68	0,836	5010,478	4422,231509
22	4788,36	1,035	4626,734	4547,572979
23	5109,08	1,041	4906,488	4703,800683
24	5222,34	1,087	4802,624	4890,914623

Построение регрессионной модели с учетом фактора времени и трех фиктивных переменных с помощью «Анализа данных» выдало следующие показатели регрессионной статистики и дисперсионного анализа (рис. 4):

Вывод итогов					
<i>Регрессионная статистика</i>					
Множественный R	0,937204873				
R-квадрат	0,878352975				
Нормированный R-квадрат	0,844562134				
Стандартная ошибка	575,7173116				
Наблюдения	24				
<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	5	43078310,83	8615662,165	25,99381859	1,20929E-07
Остаток	18	5966107,612	331450,4229		
Итого	23	49044418,44			
	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	<i>Нижние 95%</i>
Y-пересечение	9723,199347	468,9341326	20,73468036	5,16255E-14	8738,005294
t	-709,4887515	81,74770504	-8,679005131	7,53724E-08	-881,2343064
t2	21,98709133	3,080236967	7,13811683	1,19418E-06	15,51575361
z2	1301,474438	602,6424666	2,159612888	0,044541958	35,36959936
z3	1510,046819	601,8296323	2,509093501	0,021890088	245,6496823
z1	-2947,698687	700,5910697	-4,207445419	0,000529391	-4419,585904

Рис. 4. – Показатели регрессионной статистики и дисперсионного анализа

Уравнение тренда выглядит следующим образом:

$$y = 9723,199 - 709,489 \cdot t + 21,98 \cdot t^2 + 1301,47 \cdot z_2 + 1510 \cdot z_3 - 2947,7 \cdot z_1 \quad (1)$$

Полученная мультипликативная модель ряда имеет вид: $Y = T \cdot S \cdot E$.

Для прогноза используем мультипликативная модель вида $Y = T^* \cdot S \cdot E$, где T^* представляет собой адаптивную полиномиальную модель второго порядка.

Прогноз проведем с помощью модели тренда – адаптивной полиномиальной модели второго порядка [11]:

$$T = \tilde{a}_{1,t} + \tau \cdot \tilde{a}_{2,t} + \frac{1}{2} \cdot \tau^2 \cdot \tilde{a}_{3,t}. \quad (2)$$

где τ – время упреждения, на которое делается прогноз, t – текущий момент времени. Для вычисления коэффициентов предсказывающего полинома (2) используем экспоненциальное среднее соответствующих порядков. Согласно теореме экспоненциального сглаживания и прогнозирования, доказанной Р. Брауном и Р. Майером [12], имеем, что коэффициенты a_1, a_2, \dots, a_{n+1} предсказывающего полинома связаны с экспоненциальными средними. В качестве начальных значений используем коэффициенты

полученного тренда (1), полагая $\alpha = 0,828$; $\beta = 0,172$; $\tilde{a}_{1,0} = 9727,199$;
 $\tilde{a}_{2,0} = -709,489$; $\tilde{a}_{3,0} = 43,96$:

$$S_0^{(1)} = \tilde{a}_{1,0} - \frac{\beta}{\alpha} \cdot \tilde{a}_{2,0} + \frac{\beta \cdot (2 - \alpha)}{2 \cdot \alpha^2} \cdot \tilde{a}_{3,0} = 9881.356$$

$$S_0^{(2)} = \tilde{a}_{1,0} - \frac{2 \cdot \beta}{\alpha} \cdot \tilde{a}_{2,0} + \frac{\beta \cdot (3 - 2 \cdot \alpha)}{\alpha^2} \cdot \tilde{a}_{3,0} = 10037.42$$

$$S_0^{(3)} = \tilde{a}_{1,0} - \frac{3 \cdot \beta}{\alpha} \cdot \tilde{a}_{2,0} + \frac{3 \cdot \beta \cdot (4 - 3 \cdot \alpha)}{2 \cdot \alpha^2} \cdot \tilde{a}_{3,0} = 10195.38$$

Экспоненциальные средние вычисляются по формулам:

$$S_t^{(1)} = \alpha \cdot y_t + \beta \cdot S_{t-1}^{(1)}; S_t^{(2)} = \alpha \cdot S_t^{(1)} + \beta \cdot S_{t-1}^{(2)}; S_t^{(3)} = \alpha \cdot S_t^{(2)} + \beta \cdot S_{t-1}^{(3)}.$$

В нашем случае экспоненциальные средние для $t=24$ равны:

$$S_{24}^{(1)} = 5294,52; S_{45}^{(2)} = 5230,911; S_{45}^{(3)} = 5169,207.$$

Для прогнозной модели найдем оценки коэффициентов (скорректированные параметры полиномиального тренда) для $t=24$:

$$\tilde{a}_{1,t} = 3 \cdot (S_t^{(1)} - S_t^{(2)}) + S_t^{(3)} = 5360,034;$$

$$\tilde{a}_{2,t} = \frac{\alpha}{2 \cdot \beta^2} \cdot [(6 - 5 \cdot \alpha) \cdot S_t^{(1)} - 2 \cdot (5 - 4 \cdot \alpha) \cdot S_t^{(2)} + (4 - 3 \cdot \alpha) \cdot S_t^{(3)}] = 345,892;$$

$$\tilde{a}_{3,t} = \frac{\alpha^2}{\beta^2} \cdot (S_t^{(1)} - 2S_t^{(2)} + S_t^{(3)}) = 0,083.$$

Адаптивная полиномиальная модель второго порядка тренда имеет вид:

$$T = 5360,034 + 345,892 \cdot \tau + 0,083 \cdot \tau^2. \quad (3)$$

Осуществим прогноз на один квартал вперед, используя формулы (3). Получаем прогнозное значение полиномиального тренда $T=5705,967$, а учитывая сезонную компоненту для первого квартала 2019 года будем иметь прогноз объемов импорта, равный 4770,188 млн. долл.

Проведенные исследования помогают сделать вывод о том, что прогнозирование по данным статистики внешней торговли представляет

собой нелегкую задачу и требуют подключения всевозможных инструментов эконометрического моделирования, однако полученный результат даже с учетом некоторой доли погрешности имеет реальное обоснование и может быть использован при принятии управленческих решений в зависимости от стоящих задач.

Литература

1. Калиева Г.С. Субъекты внешней экономической деятельности в Республике Казахстан // Известия ВУЗов Кыргызстана. 2017. № 12. С. 19-22.
2. Айман Б. Внешне экономическая деятельность Республики Казахстан // Актуальные проблемы глобальной экономики. М.: Российский университет дружбы народов, 2018. С. 5-7.
3. Цвиль М.М., Бреус Д.А. Эконометрическое моделирование и прогнозирование объемов таможенных платежей в регионе деятельности Ростовской таможни // Инженерный вестник Дона, 2017, №3. URL:ivdon.ru/ru/magazine/archive/N3y2017/4284.
4. Цвиль М.М., Колесникова И.В. Эконометрический анализ инвестиционных проектов Ростовской области // Инженерный вестник Дона, 2016, №2. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n2y2016/3591
5. Цвиль М.М, Кудрявцев О.Е., Любицкая Ю.И. Адаптивные методы краткосрочного прогнозирования физических объемов в регионе деятельности Южного таможенного управления // Инженерный вестник Дона, 2017, №4. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n4y2017/4607.
6. Официальный сайт Евразийской экономической комиссии URL: eurasiancommission.org
7. Цвиль М. М. Анализ временных рядов и прогнозирование: учеб. пособие. Ростов н/Д: Российская таможенная академия, Ростовский филиал, 2016. 135 с.

8. Мхитарян В.С. Эконометрика: учеб. под ред. д-ра экон. наук, проф. В.С. Мхитаряна. М.: Проспект, 2009. 384 с.
9. Greene W.N. Econometric Analysis / 4th Edition. New Jersey: Prentice Hall, 2002. 272 p.
10. Baltagi V.H. Econometric Analysis of Panel Data / 3rd Edition. Chichester: John Wiley & Sons, Ltd, 2005. 356 p.
11. Лукашин Ю.П. Адаптивные модели краткосрочного прогнозирования временных рядов: учебное пособие. М.: Финансы и статистика, 2003. 416 с.
12. Brown R.G., Meyer R.F. The fundamental theorem of exponential smoothing // Oper. Res. 1961. Vol. 9. №5. pp. 673-685.

References

1. Kalieva G.S. Izvestiya VUZov Kyrgyzstana. 2017. № 12. pp. 19-22.
 2. Ayman B. Rossiyskij universitet druzhby narodov, 2018. pp. 5-7.
 3. Cvil' M.M., Breus D.A. Inženernyj vestnik Dona (Rus), 2017, №3. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/N3y2017/4284.
 4. Cvil' M.M., Kolesnikova I.V. Inženernyj vestnik Dona (Rus), 2016, №2. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n2y2016/3591
 5. Cvil' M.M., Kudryavtsev O.E., Lyubitskaya Yu.I. Inženernyj vestnik Dona (Rus), 2017, №4. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n4y2017/4607.
 6. Ofitsial'nyy sayt Evraziyskoy ekonomicheskoy komissii [Official website of the Eurasian economic Commission] URL: eurasiancommission.org
 7. Cvil' M.M. Analiz vremennykh ryadov i prognozirovanie. [Analysis of time series and forecasting] Rostov n/D: Rossijskaja tamozhennaja akademija, Rostovskij filial, 2016. 135 p.
 8. Mhitarjan V.S. Jekonometrika [Econometrics]. М.: Prospekt, 2009. 384 p.
-



9. Greene W.N. Econometric Analysis. W.H. Greene. 4th Edition. New Jersey: Prentice Hall, 2002. 272 p.
10. Baltagi B.H. Econometric Analysis of Panel Data. B.H. Baltagi. 3rd Edition. Chichester: John Wiley & Sons, Ltd, 2005. 356 p.
11. Lukashin Ju.P. Adaptivnye modeli kratkosrochnogo prognozirovaniya vremennyh rjadov [Adaptive models of short-term forecasting of time series]. М.: Finansy i statistika, 2003. 416 p.
12. Brown R.G., Meyer R.F. Oper. Res. 1961. Vol. 9. №5. pp. 673-685.