

6. Легализация водителя: как получить лицензию такси в Украине (инструкция) [Электронный ресурс] // Такси Сервис. — Режим доступа: <https://taxiservice.com.ua/ukraine/1982-legalizatsiya-deyatelnosti-voditelya-taksi-v-ukraine-poshagovaya-instruktsiya>. — Дата доступа: 20.10.2020.

7. Deregulation and introduction of a competitive market — a huge change to the Finnish Taxi Industry [Electronic resource] // NJORD law firm. — Mode of access: <https://www.njordlaw.com/deregulation-and-introduction-competitive-market-huge-change-finnish-taxi-industry>. — Date of access: 20.10.2020.

Статья поступила в редакцию 03.12.2020 г.

УДК 330.341

A. Mishchenko
V. Akulich
BSEU (Minsk)

ASSESSMENT OF THE IMPACT OF EXPORTS OF CONSTRUCTION SERVICES ON GROSS VALUE ADDED IN THE CONSTRUCTION INDUSTRY IN BELARUS

In article, using regression models, the impact of exports and imports of construction services, as well as net exports, on gross value added (GVA) in the construction industry in Belarus is estimated. The opposite effect is also estimated — GVA in construction on the export of construction services.

Keywords: construction; gross value added (GVA); export of construction services; import of construction services; net export; regression models.

А. С. Мищенко
В. А. Акулич
кандидат экономических наук, доцент
БГЭУ (Минск)

ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ ЭКСПОРТА СТРОИТЕЛЬНЫХ УСЛУГ НА ВАЛОВУЮ ДОБАВЛЕННУЮ СТОИМОСТЬ В СТРОИТЕЛЬНОЙ ОТРАСЛИ БЕЛАРУСИ

В статье с помощью регрессионных моделей оценивается влияние экспорта и импорта строительных услуг, а также чистого экспорта на валовую добавленную стоимость (ВДС) в строительной отрасли Беларуси. Также оценивается обратное влияние — ВДС в строительстве на экспорт строительных услуг.

Ключевые слова: строительство; валовая добавленная стоимость (ВДС); экспорт строительных услуг; импорт строительных услуг; чистый экспорт; регрессионные модели.

Введение. В периоды, когда падает спрос на строительные услуги на внутреннем рынке и замедляется рост или снижается валовая добавленная стоимость (далее — ВДС) в строительстве, Совет Министров Республики Беларусь каждый раз требует от Министерства архитектуры и строительства и подведомственных ему организаций наращивать экспорт строительных услуг. Однако сотрудники Министерства архитектуры и строительства считают, что экспорт строительных услуг не оказывает влияния на ВДС в строительстве либо даже ведет к ее снижению. Проверим с помощью построения эконо-

нометрических моделей гипотезу: приводит ли наращивание экспорта строительных услуг к увеличению ВДС в строительной отрасли?

Основная часть. Для эконометрического анализа были использованы ежемесячные данные (с января 2014 г. по июнь 2020 г. включительно, 78 значений). В анализе временных рядов необходимо использовать данные в реальном выражении, однако были использованы показатели в номинальном выражении. Во-первых, показатели выражены в разных национальных валютах и для дефлирования в этом случае нужно использовать тоже разные индексы. Например, дефлятор ВДС в строительстве и индекс цен экспорта строительных услуг либо индекс реального обменного курса (RER). Во-вторых, у авторов исследования имелись данные только по индексу цен в строительстве и RER. В-третьих, даже если бы данные по всем индексам имелись, то разная их природа с очень малой вероятностью дала бы близкое совпадение их динамики. Попытка увеличить многообразие модели и работать с реальными данными, полученными с использованием индекса цен в строительстве, была безуспешной. Это подтвердило предположение о том, что этот индекс плохо отражает процессы, например, связанные с динамикой цен экспорта строительных услуг (табл. 1).

Таблица 1. Обозначения переменных

Переменная	Наименование переменной	Тип Вр.р.
GVA	Номинальная валовая добавленная стоимость (ВДС) в строительстве, ежемесячные данные в текущих ценах, млн бел. руб.	I(0)
Ex	Экспорт строительных услуг Республики Беларусь, ежемесячные данные в текущих ценах, млн дол. США	I(0)
Im	Импорт строительных услуг Республики Беларусь, ежемесячные данные в текущих ценах, млн дол. США	I(0)
Ln_GVA	Логарифмы ВДС в строительстве	I(0)
Ln_Ex	Логарифмы экспорта строительных услуг Республики Беларусь	I(0)
Ln_Im	Логарифмы импорта строительных услуг Республики Беларусь	I(0)
D1	Фиктивная переменная, введенная для отображения всплеска, который произошел в июне 2017 г., по показателю ВДС в строительстве	
Ln_NX	Логарифмы чистого экспорта строительных услуг Республики Беларусь ($Ln_Ex - Ln_Im$)	I(0)

Источники: составлено авторами.

Чтобы избежать получения ложной регрессии, необходимо работать со стационарными данными (данные, которые имеют нулевой порядок интегрированности) или условно стационарными данными (данные, которые имеют первый или второй порядок интегрированности). Для этого в случае наличия в данных сезонной и трендовой (детерминированной и/или стохастической) компонент необходимо их изъять. Поэтому сначала данные были протестированы на наличие сезонных и трендовых компонент.

Результаты тестов на сезонность, выполненные в среде JDemetra, приведены в табл. 2. Для прохождения тестов был выбран 1%-й уровень значимости.

В пакете JDemetra, который применяют Евростат, Белстат и статкомитеты других стран, имеется несколько моделей для тестирования сезонности. В качестве нулевой гипотезы во всех этих тестах используется утверждение, что сезонность в данных отсутствует. Все пять тестов показали наличие сезонности в показателе ВДС в строительстве (Р-значение = 0,00 означает, что можно отклонить нулевую гипотезу и с вероятностью 100 % принять единичную гипотезу о том, что сезонность в данных присутствует). При этом в показателях «экспорт строительных услуг» и «импорт строительных услуг» на 1%-м

Таблица 2. Результаты тестирования на сезонность

Тест	ВДС в строительстве		Экспорт строительных услуг		Импорт строительных услуг	
	Наличие сезонности	P-значение	Наличие сезонности	P-значение	Наличие сезонности	P-значение
Сезонная автокорреляция	Да	0,0000	Нет	1,0000	Нет	0,8011
Непараметрический тест Фридмана	Да	0,0001	Нет	0,0270	Нет	0,0949
Непараметрический тест Краскела—Уолиса	Да	0,0000	Нет	0,0186	Нет	0,1265
Спектральные пики периодограммы	Да	0,0000	Нет	0,0881	Нет	0,0112
Детерминированная сезонность	Да	0,0000	Нет	0,0105	Нет	0,0705

Источники: составлено авторами.

уровне значимости сезонность обнаружена не была (все P-значения $> 0,01$). Для полной достоверности данные были прогнаны через модель TRAMO-SEATS ARIMA в среде JDemetra, но выделить сезонную компоненту ни по экспорту, ни по импорту не удалось.

Сезонные компоненты обычно не оказывают негативного влияния на стационарность данных и изымаются из данных в исследуемых показателях для того, чтобы избежать мнимой (ложной) регрессии. Это происходит в случаях, если периоды сезонных колебаний в отдельных показателях совпадут, но вызваны разными факторами. Поскольку в данном случае в экспорте строительных услуг сезонность отсутствует, то нет надобности изымать сезонную компоненту и из данных по ВДС в строительстве.

Значения обоих временных рядов (ВДС и экспорта) прологарифмируем с использованием натурального логарифма. Во-первых, логарифмирование данных позволит получить значения коэффициентов регрессии в безразмерных величинах, что в дальнейшем упростит их интерпретацию во время регрессионного анализа. Во-вторых, логарифмирование является одним из методов линеаризации данных, что делает более правомерным использование классического (линейного) МНК для оценки параметров регрессионной модели. Логарифмы ВДС в строительстве и экспорта строительных услуги представлены на рис. 1.

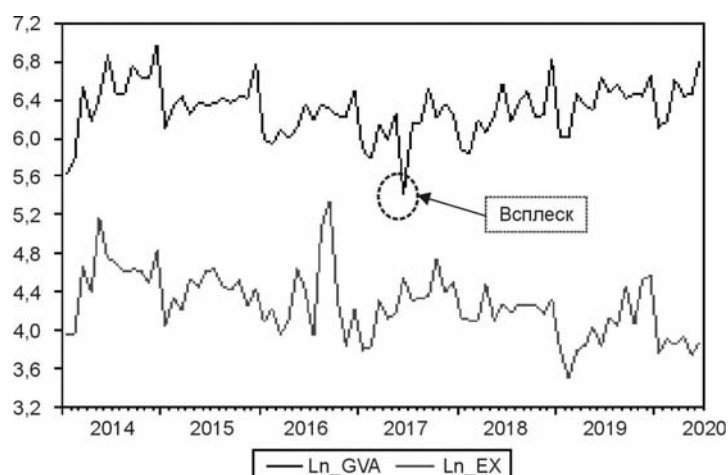


Рис. 1. Логарифмы ВДС в строительстве и экспорта строительных услуг

Источники: разработано авторами.

Затем данные были протестированы на стационарность с помощью расширенного теста Дикки-Фуллера (ADF). Так как среднее арифметическое обоих временных рядов (далее — Вр.р.) не равно нулю, то была использована спецификация теста ADF с константой (табл. 3).

Таблица 3. Результаты тестирования Вр.р. на стационарность с помощью расширенного теста Дикки-Фуллера (ADF)

Переменная	Спецификация	Длина лага	T-ADF-статистика	Критические значения	P-значение
Ln_GVA	C	2	-6,42	-3,51	0,0000
Ln_Ex	C	2	-5,15	-3,51	0,0000
Ln_Im	C	2	-5,79	-3,51	0,0000

Примечание. C-модификация теста ADF с константой. Критические значения приведены для 1%-го уровня значимости.

Источники: составлено авторами.

Поскольку в каждом случае P-значение ($\text{prob.} = 0,0000$) и оно меньше $0,01$, а значение коэффициента по модулю больше критического значения, то это значит, что на 1%-м уровне нулевая гипотеза о том, что Вр.р. имеет единичный корень и является нестационарным, может быть отклонена (см. табл. 3). Это значит, что в каждом случае верна единичная гипотеза и тестируемые временные ряды стационарны на 1%-м уровне значимости ($P_{\text{факт}} < 0,01$).

Таким образом, тест на единичный корень ADF показал, что тестируемые данные при нулевом уровне интегрированности (данные в уровнях) являются стационарными. Это косвенно подтверждает, что в них отсутствуют трендовые компоненты, и соответственно, эти данные могут быть использованы для построения регрессионных моделей без опасения получить мнимые регрессии.

Как видно из рис. 1, в июне 2017 г. по ВДС (Ln_GVA) имеется всплеск. На таких малых выборочных совокупностях (78 значений) даже один всплеск может существенно повлиять на результаты модели, поэтому введем фиктивную переменную.

Как следует из оценок параметров, полученных методом наименьших квадратов (МНК или OLS), регрессионная модель имеет вид

$$\begin{aligned}
 \text{Ln_GVA} &= 0,281 \cdot \text{Ln_Ex} - 0,989 \cdot \text{D1} + 5,120 \\
 \text{Prob.} & \quad (0,0011) \quad (0,0002) \quad (0,0000) \\
 F &= 12,2 \quad \text{Prob. (F-statistics)} = 0,0000 \\
 R^2 &= 0,226 \quad \text{DW} = 1,19.
 \end{aligned} \tag{1}$$

Несмотря на то, что полученные коэффициенты регрессии значимы на 1%-м уровне ($\text{Prob.} < 0,01$), высока вероятность, что мы имеем дело с мнимой (ложной) регрессией, признаком чего является слишком низкое значение коэффициента Дарбина-Уотсона ($\text{DW} = 1,19$ (идеальное значение должно быть равно $2,0$)). Результаты теста Льюнга-Бокса также подтверждают наличие автокорреляции в остатках модели. В первом и третьем лагах расчетные значения коэффициентов выходят за границы обеих трубок — как трубки AR, так и трубки MA (рис. 2).

Date: 08/26/20 Time: 09:43
 Sample: 2014M01 2020M06
 Included observations: 78

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.324	0.324	8.4922	0.004
2			0.173	0.077	10.962	0.004
3			0.407	0.371	24.730	0.000
4			0.081	-0.187	25.280	0.000
5			-0.007	-0.041	25.284	0.000
6			0.299	0.237	33.010	0.000
7			0.016	-0.142	33.034	0.000
8			-0.000	0.073	33.034	0.000
9			0.205	0.021	36.825	0.000
10			0.034	0.016	36.931	0.000

Рис. 2. Результаты теста Льюнга-Бокса на автокорреляцию остатков модели

Источник: разработано авторами.

Решением этой проблемы стало использование обобщенного МНК для оценки параметров регрессионного уравнения. После применения ОМНК было получено уравнение

$$\begin{aligned} \text{Ln_GVA} - 0,324 \cdot \text{Ln_GVA}(-1) - 0,407 \cdot \text{Ln_GVA}(-3) = 0,292 \cdot (\text{Ln_Ex} - 0,324 \cdot \text{Ln_Ex}(-1) - \\ \text{Prob.} \quad \quad \quad (0,0005) \\ - 0,407 \cdot \text{Ln_Ex}(-3)) + 0,932 \cdot \text{D1} + 1,39 \\ \text{Prob.} \quad \quad \quad (0,0001) \quad (0,0000) \\ F = 13,9 \quad \text{Prob. (F-statistics)} = 0,0000 \\ R^2 = 0,259 \quad \text{DW} = 2,06. \end{aligned} \quad (2)$$

Значение коэффициента DW выросло до 2,06 и приблизилось к идеальному значению 2,0. Тесты показали, что все четыре предпосылки теоремы Гаусса-Маркова по регрессионной модели (2) выполнены, а именно гетероскедастичность отсутствует (рис. 3), ряд остатка модели имеет нормальное распределение (рис. 4), автокорреляция в остатках модели и в значениях зависимой переменной отсутствует (рис. 5), ряд остатка является стационарным, поскольку его среднее арифметическое равно нулю (рис. 6). Это значит, что остаток модели является белым гауссовским шумом, модель надежна и ее результатам можно доверять.

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.878243	Prob. F(3,71)	0.4566
Obs*R-squared	2.683581	Prob. Chi-Square(3)	0.4430
Scaled explained SS	2.298844	Prob. Chi-Square(3)	0.5127

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	1.300144	Prob. F(2,72)	0.2788
Obs*R-squared	2.614221	Prob. Chi-Square(2)	0.2706
Scaled explained SS	2.239427	Prob. Chi-Square(2)	0.3264

Рис. 3. Результаты тестов на гетероскедастичность (тест Уайта, тест Бреуша-Пагана-Годфрея)

Источник: разработано авторами.

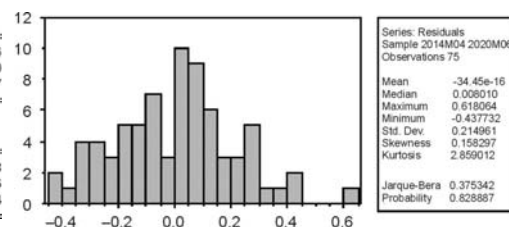


Рис. 4. Результаты теста Жака-Бера на нормальное распределение остатков модели

Date: 08/26/20 Time: 09:49
 Sample: 2014M01 2020M06
 Included observations: 75
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 -0.049	-0.049	0.1854	0.667
		2 0.138	0.136	1.6922	0.429
		3 -0.113	-0.103	2.7160	0.438
		4 -0.040	-0.069	2.8492	0.583
		5 -0.221	-0.203	6.8841	0.229
		6 0.124	0.119	8.1659	0.226
		7 -0.160	-0.119	10.331	0.171
		8 -0.067	-0.162	10.720	0.218
		9 0.063	0.096	11.065	0.271
		10 0.021	0.001	11.104	0.349

Hypothesis Testing for RESID
 Date: 08/26/20 Time: 09:51
 Sample (adjusted): 2014M04 2020M06
 Included observations: 75 after adjustments
 Test of Hypothesis: Mean = 0.000000

Sample Mean = -3.45e-16
 Sample Std. Dev. = 0.214961

Method	Value	Probability
t-statistic	-1.39E-14	1.0000

Рис. 6. Результат теста на равенство нулю среднего арифметического остатков модели

Рис. 5. Результаты теста Льюнга-Бокса на автокорреляцию остатков модели

Источники: разработано авторами.

Фактические и предсказанные значения ВДС в строительстве в рамках влияния экспорта строительных услуг, а также остаток модели представлены на рис. 7.

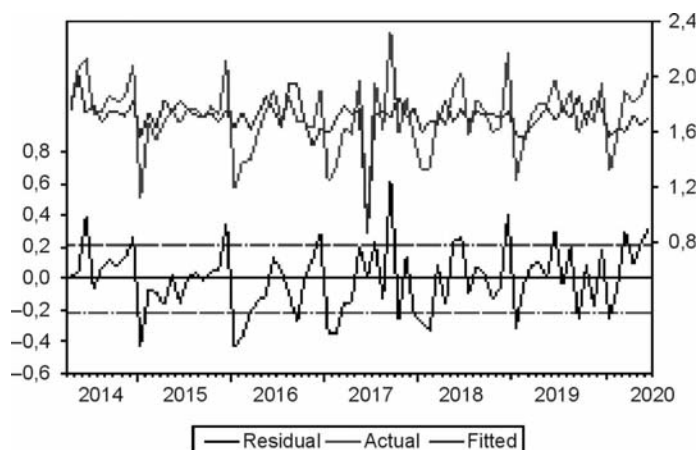


Рис. 7. Фактические и предсказанные значения ВДС в строительстве, а также остаток модели

Источники: разработано авторами.

Регрессионное уравнение (2) доказывает, что влияние экспорта строительных услуг на ВДС в строительстве имеется (хотя оно и не такое значительное, как, например, влияние инвестиций в СМР). Значение нормализованного коэффициента детерминации (R-квадрат) показывает, что экспорт строительных услуг на 25,9 % определяет вариации ВДС, а на 74,1 % ее вариации объясняются другими факторами. При увеличении объема экспорта строительных услуг на 1 % показатель ВДС увеличится на 0,29 % (в рамках 25,9% -й вариации). Поскольку экспорт строительных услуг не так существенно влияет на ВДС в строительстве, то он не может служить в качестве единственной объясняющей переменной для прогнозирования показателя ВДС. Лучше для этих целей использовать другую объясняющую переменную или эту, но в сочетании с другой объясняющей переменной.

Несмотря на то, что влияние экспорта строительных услуг на ВДС в строительстве является доказанным фактом, важно помнить, что помимо экспорта есть еще и импорт, а также чистый экспорт (разница между экспортом и импортом). Одним из аргументов, который приводят сторонники точки зрения об отсутствии влияния экспорта строительных услуг на ВДС в строительстве, заключается в том, что рост экспорта приводит к росту импорта и в конечном счете чистый экспорт уже не оказывает положительного влияния на ВДС. Более того, есть предположения, что он может даже оказывать отрицательное воздействие на ВДС. Вся причина кроется в сравнительно высокой импортоемкости производства товаров и услуг в строительной отрасли. Чтобы проверить эту гипотезу, изучим влияние импорта строительных услуг на ВДС в строительстве.

Поскольку в импорте строительных услуг сезонность отсутствует (см. табл. 2), то нет необходимости изымать сезонную компоненту и из данных по ВДС в строительстве. Значения обоих временных рядов (ВДС и импорта) прологарифмируем с использованием натурального логарифма. Логарифмы ВДС в строительстве и импорта строительных услуг представлены на рис. 8.

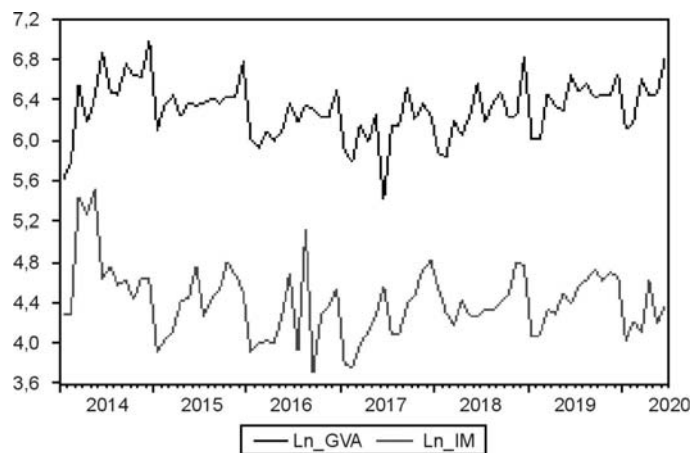


Рис. 8. Логарифмы ВДС в строительстве и экспорта строительных услуги

Источники: разработано авторами.

Данные в таком виде оказались стационарными на 1%-м уровне значимости (см. табл. 3) и пригодными для дальнейшего регрессионного анализа.

С помощью применения классического МНК были получены оценки параметров регрессионного уравнения

$$\begin{aligned} \text{Ln_GVA} &= 0,281 \cdot \text{Ln_Im} - 0,989 \cdot \text{D1} + 5,120 \\ \text{Prob.} & \quad (0,0000) \quad (0,0002) \quad (0,0000) \\ F &= 16,9 \quad \text{Prob. (F-statistics)} = 0,0000 \\ R^2 &= 0,292 \quad \text{DW} = 1,32. \end{aligned} \quad (3)$$

Полученные коэффициенты регрессии значимы на 1%-м уровне. Тем не менее, значение коэффициента Дарбина-Уотсона = 1,32 ниже критического, что указывает на наличие автокорреляции в остатках модели. Это подтверждается результатами теста Льюнга-Бокса: в третьем лаге значения коэффициентов выходят за границы трубок (рис. 9).

Date: 08/26/20 Time: 09:36
Sample: 2014M01 2020M06
Included observations: 78

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.261	0.261	5.5093	0.019		
2	0.173	0.113	7.9637	0.019		
3	0.428	0.390	23.234	0.000		
4	-0.029	-0.275	23.304	0.000		
5	-0.172	-0.250	25.834	0.000		
6	0.124	0.111	27.177	0.000		
7	-0.165	-0.068	29.563	0.000		
8	-0.166	0.044	32.011	0.000		
9	0.151	0.119	34.083	0.000		
10	-0.054	-0.034	34.347	0.000		

Рис. 9. Результаты теста Льюнга-Бокса на автокорреляцию остатков модели

Источники: разработано авторами.

Вместо классического МНК был применен обобщенный МНК для оценки параметров уравнения. В итоге было получено уравнение

$$\ln_GVA - 0,428 \cdot \ln_GVA(-3) = 0,335 \cdot (\ln_Im - 0,428 \cdot \ln_Im(-3)) - 0,978 \cdot D1 + 2,798$$

$$\text{Prob.} \quad (0,0000) \quad (0,000) \quad (0,0000) \quad (4)$$

$$F = 21,4 \quad \text{Prob. (F-statistics)} = 0,0000$$

$$R^2 = 0,354 \quad DW = 1,59.$$

Все четыре предпосылки теоремы Гаусса-Маркова по регрессионной модели (4) выполняются (рис. 10–13), остаток модели является белым гауссовским шумом, модель надежна и ее результатам можно доверять.

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.460248	Prob. F(3,71)	0.7109
Obs*R-squared	1.430708	Prob. Chi-Square(3)	0.6984
Scaled explained SS	1.540902	Prob. Chi-Square(3)	0.6729

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.569595	Prob. F(2,72)	0.5683
Obs*R-squared	1.168173	Prob. Chi-Square(2)	0.5576
Scaled explained SS	1.258146	Prob. Chi-Square(2)	0.5331

Рис. 10. Результаты тестов на гетероскедастичность (тест Уайта, тест Бреуша-Пагана-Годфрея)

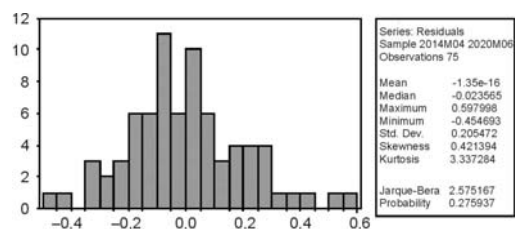


Рис. 11. Результаты теста Жака-Бера на нормальное распределение остатков модели

Date: 08/26/20 Time: 09:39
Sample: 2014M01 2020M06
Included observations: 75
Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	0.183	0.183	2.6056	0.106		
2	0.168	0.140	4.8458	0.089		
3	0.000	-0.054	4.8458	0.183		
4	-0.056	-0.076	5.1046	0.277		
5	-0.198	-0.179	8.3404	0.138		
6	-0.048	0.034	8.5308	0.202		
7	-0.195	-0.147	11.772	0.108		
8	-0.060	-0.014	12.083	0.148		
9	0.185	0.254	15.088	0.089		
10	0.150	0.072	17.094	0.072		

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Рис. 12. Результаты теста Льюнга-Бокса на автокорреляцию остатков модели

Источники: разработано авторами.

Hypothesis Testing for RESID
Date: 08/26/20 Time: 09:40
Sample (adjusted): 2014M04 2020M06
Included observations: 75 after adjustments
Test of Hypothesis: Mean = 0.000000

Sample Mean =	-1.35e-16	
Sample Std. Dev. =	0.205472	
Method	Value	Probability
t-statistic	-5.68E-15	1.0000

Рис. 13. Результат теста на равенство нулю среднего арифметического остатков модели

Фактические и предсказанные значения ВДС в строительстве в рамках влияния импорта строительных услуг, а также остаток модели представлены на рис. 14.

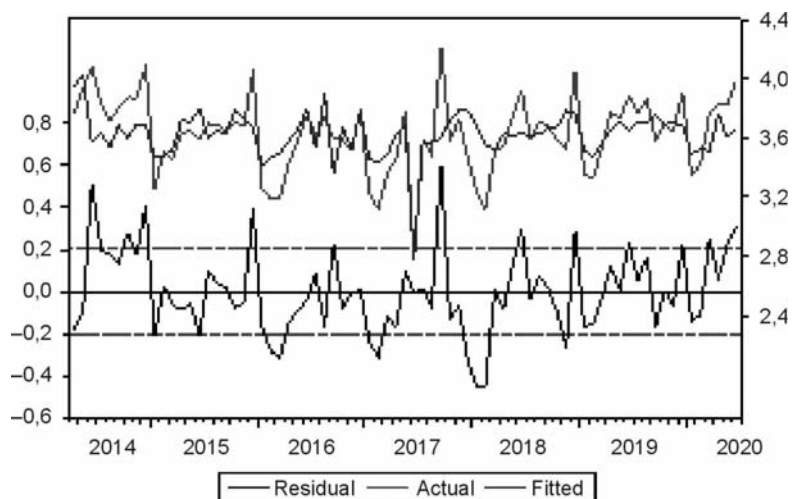


Рис. 14. Фактические и предсказанные значения ВДС в строительстве, а также остатки модели

Источники: разработано авторами.

Итоговое регрессионное уравнение (4) доказывает, что влияние импорта строительных услуг на ВДС в строительстве также имеется (при этом оно чуть больше, чем влияние экспорта строительных услуг). Значение коэффициента детерминации (R-квадрат) показывает, что импорт строительных услуг на 35,4 % определяет вариации ВДС, а на 64,6 % вариации ВДС объясняются другими факторами. При увеличении объема экспорта строительных услуг на 1 % показатель ВДС увеличится на 0,33 % (в рамках 35,4% -й вариации).

Теперь проверим гипотезу о том, что импорт экспортных услуг будет влиять и на экспорт строительных услуг. Значение коэффициента парной корреляции = 0,50 (табл. 4) свидетельствует о наличии достаточно тесной связи между экспортом и импортом строительных услуг.

Таблица 4. Матрица коэффициентов парной корреляции

	Ln_Ex	Ln_Im	Ln_GVA
Ln_Ex	1,000000	0,501848	0,307888
Ln_Im	0,501848	1,000000	0,407322
Ln_GVA	0,307888	0,407322	1,000000

Источники: составлено авторами.

Логарифмы экспорта и импорта строительных услуг представлены на рис. 15.

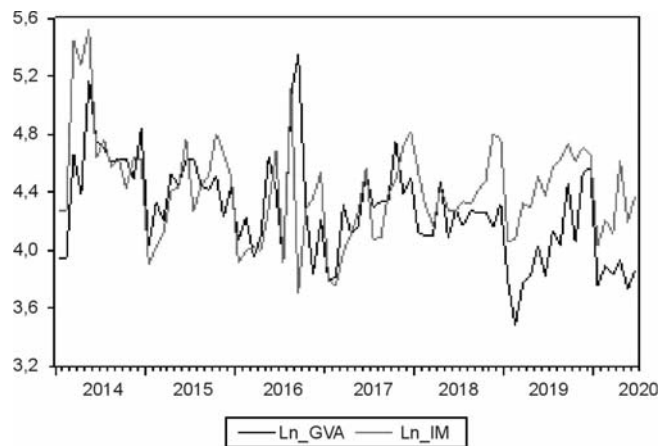


Рис. 15. Логарифмы экспорта и импорта строительных услуг

Источники: разработано авторами.

С помощью классического МНК были получены оценки параметров регрессионного уравнения

$$\begin{aligned} \text{Ln_Ex} &= 0,500 \cdot \text{Ln_Im} + 2,065 \\ \text{Prob.} & (0,0000) \quad (0,0000) \\ F &= 25,5 \quad \text{Prob. (F-statistics)} = 0,0000 \\ R^2 &= 0,242 \quad DW = 1,02. \end{aligned} \quad (5)$$

Из рис. 15, глядя на синхронное изменение значений временных рядов, можно предположить наличие коинтеграционного соотношения между экспортом и импортом строительных услуг. Результаты теста ADF-остатка модели подтвердили наличие коинтеграции. Ряд остатка модели оказался стационарным (табл. 5).

Таблица 5. Результаты тестирования Вр.р. на стационарность с помощью расширенного теста Дикки-Фуллера (ADF)

Переменная	Спецификация	Длина лага	T-ADF-статистика	Критические значения	P-значение
Остаток модели (ε)	C	2	-5,09	-2,59	0,0000

Примечание. C — спецификация теста ADF с константой. Критические значения приведены для 1%-го уровня значимости.

Источники: составлено авторами.

Это значит, что можно добавить в качестве регрессора в модель лагированное значение остатка ($\text{RES}(-1)$), которое будет служить хорошей предиктивной переменной. В итоге получилось уравнение множественной регрессии

$$\begin{aligned} \text{Ln_Ex} &= 0,545 \cdot \text{Ln_Im} + 0,490 \cdot \text{Res}(-1) + 1,867 \\ \text{Prob.} & (0,0000) \quad (0,0000) \quad (0,0000) \\ F &= 27,4 \quad \text{Prob. (F-statistics)} = 0,0000 \\ R^2 &= 0,410 \quad DW = 2,07. \end{aligned} \quad (6)$$

В итоговой модели значение коэффициента Дарбина-Уотсона повысилось с 1,02 до 2,07, приблизившись к идеальному значению = 2,0. Это свидетельствует об отсутствии автокорреляции в остатках модели.

Регрессионная модель (6) доказывает, что импорт строительных услуг оказывает влияние на экспорт строительных услуг. Иначе говоря, точно так же, как увеличение ВДС в строительстве, так и увеличение экспорта строительных услуг требует увеличения импорта строительных услуг. Значение коэффициента детерминации (R-квадрат) показывает, что импорт строительных услуг на 41,0 % определяет изменение экспорта строительных услуг, а на 59,0 % изменения экспорта строительных услуг объясняются другими факторами. При увеличении объема импорта строительных услуг на 1 % экспорт строительных услуг увеличится на 0,54 % (в рамках 41,0%-й вариации).

Таким образом, есть два аргумента в пользу утверждения, что увеличение чистого экспорта не будет оказывать влияния на ВДС в строительстве в условиях сложившегося высокого уровня импортостойкости в строительной отрасли. Во-первых, импорт строительных услуг влияет на ВДС несколько больше, чем влияет экспорт строительных услуг. Во-вторых, рост экспорта строительных услуг тянет за собой рост импорта строительных услуг. Чтобы окончательно проверить гипотезу о влиянии чистого экспорта строительных услуг на ВДС в строительстве, построим еще две модели. В одной модели (7) в качестве регрессоров одновременно выступают экспорт строительных услуг и импорт строительных услуг; в другой — (8) в качестве регрессора выступает чистый экспорт.

В модели (7) для оценки параметров применен метод обобщенного МНК, поскольку при применении метода классического МНК в остатках модели присутствовала автокорреляция. Значение критерия Дарбина-Уотсона = 1,61 выше критически допустимого значения. Результаты теста Льюнга-Бокса на автокорреляцию остатков модели также дали положительный результат (P-значения для первых десяти лагов > 0,05). Все коэффициенты регрессии значимы, кроме коэффициента регрессии по переменной «экспорт строительных услуг». Он значим только на 13%-м уровне (7).

$$\begin{aligned} \text{Ln_GVA} - 0,444 \cdot \text{Ln_GVA}(-3) &= 0,125 \cdot (\text{Ln_Ex} - 0,444 \cdot \text{Ln_Ex}(-3)) + \\ \text{Prob.} & \quad (0,1260) \\ & + 0,277 \cdot (\text{Ln_Im} - 0,444 \cdot \text{Ln_Im}(-3)) - 0,989 \cdot \text{D1} + 2,565 \\ \text{Prob.} & (0,0004) \quad (0,0000) \quad (0,0000) \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} F &= 15,3 \quad \text{Prob. (F-statistics)} = 0,0000 \\ R^2 &= 0,367 \quad DW = 1,61. \end{aligned}$$

Регрессионная модель (7) еще раз подтверждает, что импорт строительных услуг оказывает большее влияние на ВДС в строительстве, нежели экспорт строительных услуг. При этом импорт строительных услуг приводит к увеличению объема ВДС в строительстве, а не к ее снижению.

Включение в регрессионное уравнение (7) в качестве объясняющих переменных одновременно экспорта и импорта строительных услуг не совсем правильно с точки зрения эконометрических процедур, поскольку между самими этими переменными существует довольно тесная связь (значение коэффициента корреляции = 0,50, см. табл. 4). Это означает наличие проблемы мультиколлинеарности. Чтобы решить эту проблему, можно построить еще одну модель, где в качестве регрессора включена переменная «логарифмы чистого экспорта» (Ln_NX), которая представляет собой разницу логарифмов экспорта и импорта строительных услуг. В итоге получим регрессионное уравнение

$$\begin{aligned} \text{Ln_GVA} &= -0,07 \cdot \text{Ln_NX} - 0,905 \cdot \text{D1} + 6,311 \\ \text{Prob.} & \quad (0,0000) \quad (0,0000) \quad (0,0000) \\ F &= 5,97 \quad \text{Prob. (F-statistics)} = 0,0039 \\ R^2 &= 0,114 \quad DW = 1,28. \end{aligned} \quad (8)$$

Регрессионная модель (8) доказывает, что чистый экспорт строительных услуг не оказывает влияния на ВДС в строительстве. На это уже указывает Р-значение по нему = 0,42, которое больше 0,05, и соответственно нельзя отклонить нулевую гипотезу о том, что значение коэффициента регрессии (с вероятностью 42 %) равно нулю и является статистически незначимым. Но и без этого видно, что значение коэффициента регрессии чистого экспорта отрицательное и практически равно нулю (= -0,07).

Отметим еще один интересный и важный момент, который не стоит упускать из внимания. Регрессионный анализ показывает, что экспорт строительных услуг зависит от показателя «ВДС в строительстве». Это влияние не так велико (R-квадрат = 12,6), но не учитывать его также нельзя. Это означает, что когда высказывается требование увеличить объемы экспорта строительных услуг на фоне стагнации и рецессии ВДС в строительстве, то это не всегда может быть возможно (например, при отсутствии свободных производственных мощностей, оборотных средств, свободных трудовых ресурсов). Но если увеличение объемов ВДС в строительстве возможно, то такое увеличение может выступать драйвером роста экспорта строительных услуг. Этот вывод подтверждается моделью (10). С точки зрения содержания экономических процессов это можно объяснить таким образом, что строительно-монтажные работы (СМР) могут выполняться белорусскими строительными организациями с привлечением собственных строительных материалов и оборудования.

Сначала была построена модель (9), в которой для оценки параметров уравнения был использован классический МНК.

$$\begin{aligned} \text{Ln_Ex} &= 0,67 \cdot \text{Ln_GVA} - 0,899 \cdot \text{D1} \\ \text{Prob.} & \quad (0,000) \quad \quad (0,009) \\ R^2 &= 0,105 \quad \text{DW} = 0,95. \end{aligned} \quad (9)$$

Слишком малое значение коэффициента Дарбина-Уотсона = 0,95 и Р-значение = 0,000 в первых десяти лагах в тесте Льюнга-Бокса указывают на наличие в остатках модели (9) автокорреляции. Поэтому была построена модель (10) с использованием для оценки параметров обобщенного МНК.

$$\begin{aligned} \text{Ln_Ex} - 0,487 \cdot \text{Ln_Ex}(-1) &= 0,670 \cdot (\text{Ln_GVA} - 0,487 \cdot \text{Ln_GVA}(-1)) + 0,929 \cdot \text{D1} \\ \text{Prob.} & \quad \quad \quad (0,0000) \quad \quad \quad (0,0019) \\ R^2 &= 0,126 \quad \text{DW} = 2,06. \end{aligned} \quad (10)$$

Значение коэффициента Дарбина-Уотсона = 2,06 и Р-значения 0,05 в первых десяти лагах в тесте Льюнга-Бокса указывают на отсутствие в остатках модели (10) автокорреляции. Другие предпосылки теоремы Гаусса-Маркова также выполняются, модель надежна и ее результатам можно доверять.

Заключение. Проведенный эконометрический анализ позволил сделать следующие выводы.

Экспорт строительных услуг Республики Беларусь оказывает положительное влияние на увеличение ВДС в строительстве. При этом чистый экспорт строительных услуг Республики Беларусь такого влияния не оказывает.

Экспорт строительных услуг несет ряд выгод для экономики Беларуси, которые заключаются в получении прибыли строительными организациями-резидентами, зарплат белорусскими строителями, работающими за границей, выручки от использованных отечественных строительных материалов и оборудования. Однако экспорт строительных услуг сопряжен и с рядом потерь для экономики Беларуси. Если сравнивать экспорт строительных услуг с реализацией этих самых услуг на территории Республики Беларусь, то прежде всего бюджет Беларуси не дополучает средства в виде налоговых поступлений, часть зарплат тратится белорусскими рабочими на наем жилья, продукты

питания и прочее, часть прибыли и оборотных средств организаций-резидентов тратится на услуги, связанные с их деятельностью за границей, часть прибыли реинвестируется и остается за границей. У разных строительных организаций баланс выгод и потерь может быть разным и зависит от многих факторов. Совокупный баланс этих выгод и потерь составляется из балансов отдельных строительных организаций.

Импорт строительных услуг Республики Беларусь также оказывает положительное влияние на увеличение ВДС в строительстве, причем даже большее, чем экспорт строительных услуг. Скорее всего, это можно объяснить сравнительно высоким уровнем импортоемкости при создании ВДС в строительстве. По нашим расчетам на основе данных межотраслевого баланса, полные затраты импортных товаров и услуг на 1 бел. руб. ВДС в строительстве составляют 25 копеек, в Швеции — 18 центов на 1 евро. По расчетам специалистов Евразийской экономической комиссии, «специализация Беларуси на экспорте строительных услуг в 8,6 раза превышает среднемировое значение, тогда как импорт строительных услуг в Беларуси в 17,5 раза выше среднемирового значения» [1]. Но это не значит, что с высоким уровнем импортоемкости в строительной отрасли Беларуси нужно бороться протекционистскими или импортозамещающими методами. Эту проблему нужно решать через повышение конкурентоспособности.

Экспорт строительных услуг Республики Беларусь связан с импортом строительных услуг (экспорт зависит от импорта), а также экспорт строительных услуг зависит от ВДС в строительстве. При этом как работают передаточные каналы, которые обуславливают эти связи, сказать трудно. Можно предположить, что для наращивания объемов ВДС вне зависимости от того, реализуются ли товары и услуги на внутреннем или на внешнем рынках, требуется наращивание объемов импорта строительных услуг, в которые, согласно методологии подсчета, входят не только строительно-монтажные работы, выполненные нерезидентами, но и импортные строительные материалы, сырье, оборудование. Таким образом, через промежуточные импортные товары и услуги происходит дальнейший рост ВДС в строительстве и экспорта строительных услуг Республики Беларусь.

Положительное влияние импорта строительных услуг на ВДС в строительстве также происходит через выплату зарплат белорусским строителям, занятым в компаниях-нерезидентах на территории Беларуси, через уплату налогов в бюджет из прибыли и через реинвестирование части прибыли, полученной компаниями-нерезидентами. Скорее всего, эти выгоды превышают потери, которые связаны с вывозом части прибыли и выручки от экспорта стройматериалов и оборудования, полученных компаниями-нерезидентами, а также с вывозом части зарплаты, полученной иностранными строителями.

Таким образом, главный вывод, который опирается на эконометрические модели, заключается в том, что при сложившемся уровне импортоемкости (или конкурентоспособности) или в таком его виде наращивание экспорта строительных услуг точно не оказывает положительного влияния на ВДС в строительной отрасли. Скорее наращивание экспорта строительных услуг оказывает небольшое негативное влияние на ВДС в строительстве.

Источники

1. Обзор строительной отрасли в государствах — членах Евразийского экономического союза и предложения по ее развитию в целях использования интеграционного потенциала Союза [Электронный ресурс] // Евразийская экономическая комиссия. — Режим доступа: http://www.eurasiancommission.org/ru/act/integr_i_makroec/dep_makroec_pol/SiteAssets/1.%20%D0%9E%D0%B1%D0%B7%D0%BE%D1%80%20-%20%D1%81%D1%82%D1%80%D0%BE%D0%B8%D1%82%D0%B5%D0%BB%D1%8C%D1%81%D1%82%D0%B2%D0%BE.pdf. — Дата доступа: 30.08.2020.

Статья поступила в редакцию 10.12.2020 г.