

Эльшар Г. Оруджев, Айтен Э. Исазаде

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ВЗАИМОСВЯЗЕЙ КУРСА АЗЕРБАЙДЖАНСКОГО МАНАТА И ОСНОВНЫХ ЕГО МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ДЕТЕРМИНАНТОВ

В статье исследованы динамика курса азербайджанского маната, его взаимосвязи с основными макроэкономическими показателями. Проведен многофакторный сравнительный эконометрический анализ уровня курса маната.

Ключевые слова: валютный курс; деноминация; эконометрический анализ; стационарный ряд; тест Дикки Фуллера; тест Грейнджера.

Табл. 6. Рис. 1. Лит. 15.

Эльшар Г. Оруджев, Айтен Е. Исазаде

ПОРІВНЯЛЬНИЙ АНАЛІЗ ВЗАЄМОЗВ'ЯЗКІВ КУРСУ АЗЕРБАЙДЖАНСЬКОГО МАНАТУ І ОСНОВНИХ ЙОГО МАКРОЕКОНОМІЧНИХ ДЕТЕРМІНАНТ

У статті досліджено динаміку курсу азербайджанського маната, його взаємозв'язки з основними макроекономічними показниками. Проведен багатofакторний порівняльний економітричний аналіз рівня курсу маната.

Ключові слова: валютний курс; деномінація; економітричний аналіз; стаціонарний ряд; тест Діккі Фуллера; тест Грейнджера.

Elshar G. Orudzhev¹, Ayten E. Isazadeh²

COMPARATIVE ANALYSIS OF RELATIONSHIP OF THE COURSE OF THE AZERBAIJANI MANAT AND ITS MAJOR MACROECONOMIC DETERMINANTS

The article studies the dynamics of the rate of the Azerbaijani manat, its relationship with the main macroeconomic indicators. A multifactorial comparative econometric analysis of the level of the manat rate was carried out.

Keywords: exchange rate; denomination; econometric analysis; stationary series; Dickey Fuller test; Granger test.

Peer-reviewed, approved and placed: 01.03.2018.

Постановка проблеми. Валютный курс в современном мире является одним из основных показателей экономического развития, в роли важнейшего инструмента реализации государственной финансовой стратегии, определяя картину уровня развития страны. Валютной курс оказывает воздействие на многие экономические показатели и поэтому изучение, эконометрический анализ и моделирование механизмов взаимосвязей между валютным курсом и его макроэкономическими детерминантами являются «во все времена» актуальными задачами. К исследованиям в этой области посвящено немало работ. Основываясь на различных теоретических моделях, исследователи эмпирически иногда приходят к противоположным выводам, что оставляет

¹ Baku State University, Baku, Azerbaijan.

² Central Bank of Azerbaijan, Department of Statistics, Baku, Azerbaijan.

открытым вопросом о характере, направлении и степени взаимосвязей динамики курса национальной валюты с макроэкономическими показателями.

Анализ последних исследований и публикаций. Финансовые кризисы, удешевление многих национальных валют, процессы их деноминации за последние 20 лет [4, 2, 14, 6] объясняют рост количества исследований в этой области. Однако ряд предложенных эконометрических исследований имеют ограничения из-за нестационарности исследуемого временного ряда.

Нерешенные части проблемы. Ранее в наших исследованиях [13] были проанализированы взаимосвязи между динамикой курса азербайджанского маната и основными макроэкономическими показателями (темпы инфляции, ВВП, торговый баланс, дефицит государственного бюджета), влияющими на формирование курса национальной валюты Азербайджана за период 1995–2016 годы. С годовыми начислениями показатели уровней курса маната, которые взяты с официальных источников [3, 15], были подвержены резкому колебанию, которые привели к нестационарности временного ряда. Это объясняется деноминацией маната с 1 января 2006 года [1, 4, 11, 6] с соотношением 5000:1, что изменило структуру национальной валюты, потерявшую три нуля, то есть представили исходные данные, которые формируют в наших исследованиях зависимую переменную.

Азербайджанский манат со старой единицей измерения «AZM» обновился и стал функционировать с новой единицей измерения «AZN». Но в официальных источниках эти данные представлены в той форме, в которой они использованы из-за отсутствия законодательной базы в [13]. В следствие этого исходные статистические данные курса не были преобразованы к единой базе или к переходу на безразмерные величины путем деления на 5000. Поэтому эти данные в [13] не были откорректированы и не произведены какие-либо изменения на эти величины, относительно момента деноминации, с целью получить однородный ряд данных. Но полученные результаты в [13], что были отмечены там же как ненаилучшие, так как исходный временной ряд характеризовался заметным скачком на момент времени деноминации. Этот ряд оказался нестационарным, хотя и в указанной работе было произведено экспоненциальное сглаживание ряда. Учитывая, что математическое ожидание случайной составляющей равно нулю, МНК – оценки параметров являются несмешанными, их можно использовать для прогнозирования даже в случае гетероскедастичности.

Однако в этом случае МНК – оценки при условии увеличения частоты могут быть состоятельными, но неэффективными, а следовательно результаты (доверительные интервалы для коэффициентов и прогнозных значений), основанные на анализе дисперсии могут быть неверными, а стандартные ошибки не корректно рассчитанными в том смысле, что малейшие изменения в исходных данных могут привести к значительным стандартным ошибкам. То есть полученные результаты для эконометрического анализа могут быть весьма «сомнительными».

Основные результаты исследования. Проанализировав единовременные изменения характера тенденции временного ряда, вызванное деноминацией

маната, подобные экономические ситуации с другими национальными валютами [10, 7], научные исследования в этой области [8, 9, 11, 5] и продолжая наши исследования, посвященные эконометрическому анализу взаимосвязей азербайджанского маната и основных его детерминантов с целью получения более адекватной модели, было принято решение разделения временного ряда из [13] на две части: до деноминации маната и после деноминации и рассмотрения для моделирования тенденции кусочно-линейные модели регрессии. Первый ряд охватывает период с 1995 до 2005 г. (модель 1, $n_1 = 11$), второй ряд с 2006 г. до 2016 г. (модель 2, $n_2 = 11$). Следовательно, эти ряды должны анализироваться в отдельности. При этом следует произвести сравнительный анализ с искажениями единого для всей совокупности данных из [13]. Однако такое разделение исходной совокупности данных валютных курсов будет вести к потере числа наблюдений и, следовательно, к снижению числа степеней свободы в каждом уравнении кусочно-линейной модели. Сравнение будем проводить в зависимости от соотношения между снижением остаточной дисперсии и потерей числа степеней свободы и при переходе от единого уравнения регрессии [13] к кусочно-линейной модели.

Для регрессионного анализа этих моделей использован пакет прикладных программ Eviews 10.

Таблица 1. Результаты регрессионного анализа для модели 1 (1995-2005 годы), авторская разработка

Dependent Variable: Y_MAN_DOL_

Method: Least Squares

Date: 03/15/18 Time: 12:55

Sample: 1 11

Included observations: 11

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1_RATE_OF_INF_	77.51233	18.38018	4.217170	0.0056
X2_GDP_MLN_MAN_	0.018663	0.037120	0.502770	0.6330
X3_EXP_IMP_MIN_ABS_DOL_	4.92E-05	9.25E-05	0.532277	0.6137
X4_BUDGET_DEFICIT_	-6.252537	1.320320	-4.735622	0.0032
C	4703.135	257.9436	18.23319	0.0000
R-squared	0.929594	Mean dependent var		4460.703
Adjusted R-squared	0.882657	S.D. dependent var		396.3108
S.E. of regression	135.7578	Akaike info criterion		12.96258
Sum squared resid	110581.0	Schwarz criterion		13.14344
Log likelihood	-66.29417	Hannan-Quinn criter.		12.84857
F-statistic	19.80504	Durbin-Watson stat		2.449893
Prob(F-statistic)	0.001322			

После разделения исходной многофакторной модели в [13], с результативным фактором динамики курса маната и независимыми факторами (темп инфляции, ВВП, торговый баланс, бюджетный дефицит) в первую

очередь мы провели регрессионный анализ для модели 1 (табл. 1) и модели 2 (табл. 2) с зависимым переменным (соотношение: манат – доллар США) $Y_MAN_DOL_$ и независимыми переменными (уровень инфляции) $X1_RATE_OF_INF_$, (ВВП) $X2_GDP_$, (торговый баланс) $X3_EXP-IMP_$, (бюджетный дефицит) $X4_BUDGET_DEFICIT_$.

Таблица 2. Результаты регрессионного анализа для модели 2 (2006-2016 годы), авторская разработка

Dependent Variable: $Y_MAN_DOL_$
Method: Least Squares
Date: 03/15/18 Time: 13:07
Sample: 1 11
Included observations: 11

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$X1_RATE_OF_INF_$	-0.020831	0.066196	-0.314689	0.7637
$X2_GDP_MLN_MAN_$	9.73E-06	4.11E-06	2.364886	0.0559
$X3_EXP_IMP_MIN_ABS_DOL_$	-2.69E-08	1.30E-08	-2.069656	0.0839
$X4_BUDGET_DEFICIT_$	-0.000467	0.000416	-1.122762	0.3044
C	1.036605	0.295743	3.505093	0.0127
R-squared	0.757287	Mean dependent var		0.901527
Adjusted R-squared	0.595479	S.D. dependent var		0.238764
S.E. of regression	0.151859	Akaike info criterion		-0.628776
Sum squared resid	0.138367	Schwarz criterion		-0.447915
Log likelihood	8.458269	Hannan-Quinn criter.		-0.742784
F-statistic	4.680151	Durbin-Watson stat		1.998404
Prob(F-statistic)	0.046781			

Результаты для модели 1 следующие: коэффициент детерминации $R^2 = 0,93$, тест Дарбина-Уотсона $DW = 2,4$, оценка критерия F -statistic = 19,8 с вероятностью $P = 0,001$; для модели 2 коэффициент детерминации $R^2 = 0,76$, тест Дарбина-Уотсона $DW = 1,99$, оценка критерия F -statistic = 4,7 с вероятностью $P = 0,04$.

Как видно из результатов регрессионного анализа авторегрессия в обеих моделях отсутствует, хотя в исходной модели в [13] коэффициент Дарбина-Уотсона составлял $DW = 1,3$ (коэффициент попадал в зону неопределенности). Коэффициенты детерминации в обеих моделях удовлетворительные, то есть находятся в области, характеризующей тесную связь зависимых и независимых переменных. Это объясняет правильный выбор зависимых переменных в моделях 1 и 2. Также сравнив табличное значение F -statistic получены следующие результаты: с числом степеней свободы $v = n - m = 11 - 5 = 6$ и с вероятностью $p = 0,05$ табличное значение F -statistic составил $F_{0,05; 6; 4} = 4,53$ что указывает на значимость модель 1 и модель 2, так как $F_{mod1} > F_{tab}$ и $F_{mod2} > F_{tab}$.

Учитывая, что в настоящем времени азербайджанский манат функционирует с учетом деноминации 2006 г. продолжим эконометрический анализ для второй модели и проверяем модель на стационарность.

Таблица 3. Результаты теста Дикки-Фуллера для проверки единичного корня для модели 2 (2006-2016 годы), авторская разработка

Null Hypothesis: Y_MAN_DOL_ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.169917	0.9106
Test critical values:		
1% level	-4.420595	
5% level	-3.259808	
10% level	-2.771129	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 9

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(Y_MAN_DOL_)

Method: Least Squares

Date: 03/15/18 Time: 18:56

Sample (adjusted): 3 11

Included observations: 9 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y_MAN_DOL_(-1)	-0.141430	0.832349	-0.169917	0.8707
D(Y_MAN_DOL_(-1))	2.499969	0.748227	3.341190	0.0156
C	0.166303	0.679462	0.244756	0.8148
R-squared	0.884165	Mean dependent var		0.081667
Adjusted R-squared	0.845553	S.D. dependent var		0.204070
S.E. of regression	0.080199	Akaike info criterion		-1.947406
Sum squared resid	0.038591	Schwarz criterion		-1.881665
Log likelihood	11.76333	Hannan-Quinn criter.		-2.089276
F-statistic	22.89887	Durbin-Watson stat		2.150580
Prob(F-statistic)	0.001554			

Анализ стационарности проводится на основании теста Дикки-Фуллера (DF), нулевая гипотеза которого состоит в наличии у исследуемого ряда единичного корня. Как видно из результатов анализа на стационарность для модели 2 (табл. 3) временной ряд для курса маната (Y_MAN_DOL_) не является стационарным, так как значение *t-Statistic* = -0.17 получен с $p = 0.9106$. Это

свидетельствует о высокой ошибке результата, что не разрешает опровергнуть нулевую гипотезу о наличии единичного корня в ряде Y_MAN_DOL , также полученное значение теста t -Statistic должно лежать левее критических значений критерия t -Statistic по уровням значимости 1%, 5% и 10%. Для проверки теста Дикки-Фуллера была выбрана версия с AR моделью, с константой без тренда и максимальным числом лагов 1. Как видно из таблицы 3, где отмечено, что при малом количестве наблюдений результаты могут быть ненадежными. Отметим, что при проверке теста на стационарность количество наблюдений с 11-и снизилось до 9-и, из-за выбранных уровней лагов, что обязывает увеличить количество уровней временного ряда в следующих этапах исследования.

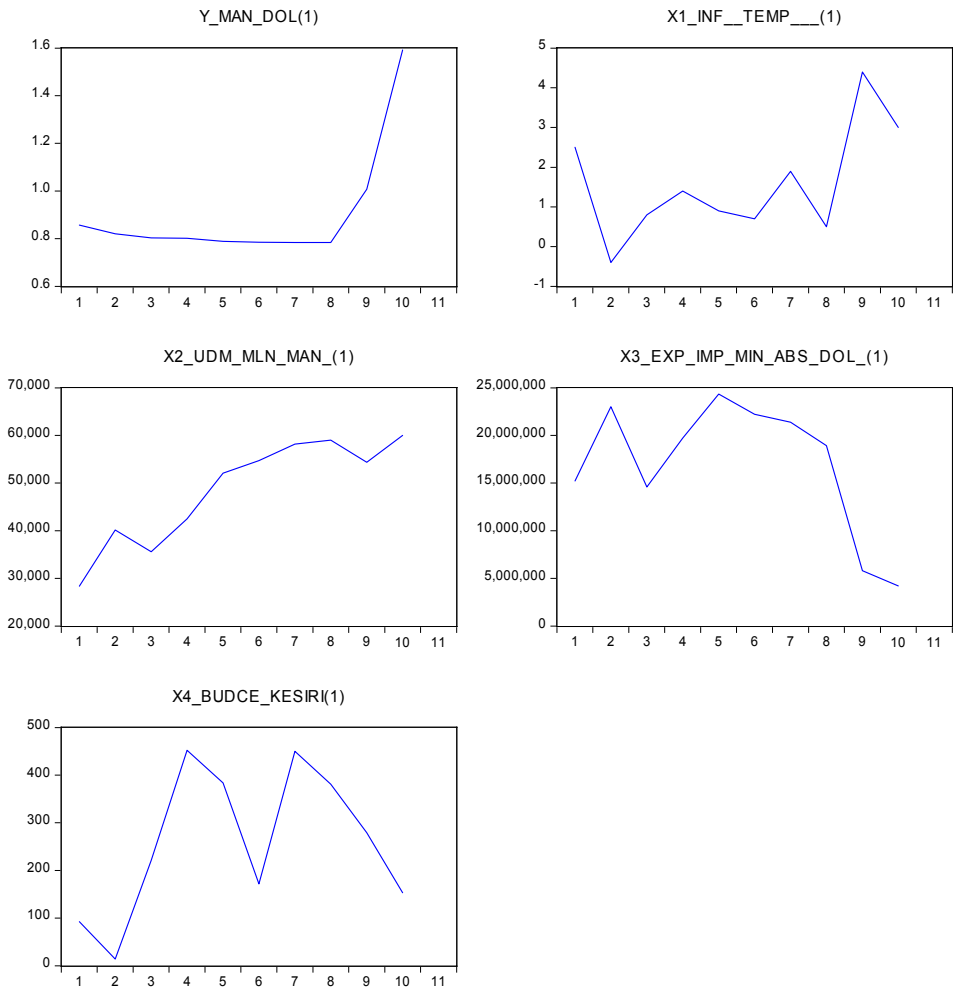


Рис. 1. Динамика факторов y , X_1 , X_2 , X_3 , X_4 модели 2 (2006-2016 годы), авторская разработка

На рисунку 1 можна спостерігати за динамікою розвитку залежної та незалежних змінних в моделі 2 охоплюючих часовий період за 2006-2016 роки.

Таблиця 4. Кореляційна матриця для моделі 2 (2006-2016 роки), авторська розробка

	Y_MAN_DOL_	X1_RATE_OF_INF_	X2_GDP_MLN_MAN_	X3_EXP_IMP_MIN_ABS_DOL_	X4_BUDGET_DEFICIT_
Y_MAN_DOL_	1.000000	0.546369	0.266265	-0.727256	-0.266137
X1_RATE_OF_INF_	0.546369	1.000000	0.061719	-0.786641	0.034558
X2_GDP_MLN_MAN_	0.266265	0.061719	1.000000	0.158387	0.529086
X3_EXP_IMP_MIN_ABS_DOL_	-0.727256	-0.786641	0.158387	1.000000	0.316388
X4_BUDGET_DEFICIT_	-0.266137	0.034558	0.529086	0.316388	1.000000

Також проведено аналіз на мультиколінеарність, тобто на кореляційну взаємозв'язок на основі кореляційних коефіцієнтів Пірсона. Отримані результати, наведені в таблиці 4, показують негативну, але тісну зв'язок лише між X3-Y та X3-X1, де відповідно $r = -0,72$ та $r = -0,78$. Во всіх інших випадках коефіцієнти описують слабку та середню тісноту зв'язку. Звернемо увагу, що всі коефіцієнти обчислені без урахування лагів.

Для перевірки причинно-наслідкових зв'язків в моделі 2 ми використовували тест Грейнджера (табл. 5), нульові гіпотези, якими опровергають наявність причинних зв'язків між парами в моделі, на основі критерію F-statistic та ймовірності Prob (*F-statistic*).

Отримані результати наведені в таблиці 5 та є не дуже «утішальними», так як ймовірність опроверження нульової гіпотези велика по *F-statistic* тільки для пар X2-Y; X1-X2; X2-X3.

Звернемо увагу, що причинно-наслідкові зв'язки для всіх пар перевірялись з урахуванням одного лага, так як більше кількість лагів значимо знижує кількість рівнів рядів. В нашому випадку через недостатню кількість рівнів ця процедура недопустима, як і в попередніх тестах на стаціонарність та мультиколінеарність, що зобов'язує збільшити кількість спостережень.

Розширення часової частоти рядів за період 2006-2016 рр. можна реалізувати як на основі показувачів по місяцям, так і на основі квартальних даних.

При перевірці гіпотези про наявність в часовому ряду авторегресії вище першого порядку використовується розширений критерій Діккі-Фуллера (Augmented Dickey-Fuller Test – ADF). Збільшив кількість спостережень часового ряду Y_MAN_DOL до $n = 44$ на основі квартальних значень курсу маната, було проведено розширений тест Діккі-Фуллера з AR моделлю вторих різниць, з константою без тренда з максимальним числом лагів 4 (табл. 6).

Таблиця 5. Результати теста Грейнджера для моделі 2 (2006-2016 годы), авторская разработка

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 03/15/18 Time: 13:23

Sample: 1 11

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
X1_RATE_OF_INF_(1) does not Granger Cause Y_MAN_DOL_(1)	10	0.05337	0.8239
Y_MAN_DOL_(1) does not Granger Cause X1_RATE_OF_INF_(1)		0.86226	0.3840
X2_GDP_MLN_MAN_(1) does not Granger Cause Y_MAN_DOL_(1)	10	25.4977	0.0015
Y_MAN_DOL_(1) does not Granger Cause X2_GDP_MLN_MAN_(1)		0.60765	0.4612
X3_EXP_IMP_MIN_ABS_DOL_(1) does not Granger Cause Y_MAN_DOL_(1)	10	0.26598	0.6219
Y_MAN_DOL_(1) does not Granger Cause X3_EXP_IMP_MIN_ABS_DOL_(1)		0.64179	0.4494
X4_BUDGET_DEFICIT_(1) does not Granger Cause Y_MAN_DOL_(1)	10	3.90637	0.0886
Y_MAN_DOL_(1) does not Granger Cause X4_BUDGET_DEFICIT_(1)		2.50074	0.1578
X2_GDP_MLN_MAN_(1) does not Granger Cause X1_RATE_OF_INF_(1)	10	0.70667	0.4283
X1_RATE_OF_INF_(1) does not Granger Cause X2_GDP_MLN_MAN_(1)		5.49980	0.0515
X3_EXP_IMP_MIN_ABS_DOL_(1) does not Granger Cause X1_RATE_OF_INF_(1)	10	2.31248	0.1721
X1_RATE_OF_INF_(1) does not Granger Cause X3_EXP_IMP_MIN_ABS_DOL_(1)		0.12648	0.7326
X4_BUDGET_DEFICIT_(1) does not Granger Cause X1_RATE_OF_INF_(1)	10	0.10844	0.7516
X1_RATE_OF_INF_(1) does not Granger Cause X4_BUDGET_DEFICIT_(1)		2.71256	0.1436
X3_EXP_IMP_MIN_ABS_DOL_(1) does not Granger Cause X2_GDP_MLN_MAN_(1)	10	0.98442	0.3542
X2_GDP_MLN_MAN_(1) does not Granger Cause X3_EXP_IMP_MIN_ABS_DOL_(1)		5.08533	0.0588
X4_BUDGET_DEFICIT_(1) does not Granger Cause X2_GDP_MLN_MAN_(1)	10	2.17367	0.1839
X2_GDP_MLN_MAN_(1) does not Granger Cause X4_BUDGET_DEFICIT_(1)		0.56494	0.4768
X4_BUDGET_DEFICIT_(1) does not Granger Cause X3_EXP_IMP_MIN_ABS_DOL_(1)	10	0.10322	0.7574
X3_EXP_IMP_MIN_ABS_DOL_(1) does not Granger Cause X4_BUDGET_DEFICIT_(1)		1.04654	0.3404

Таблиця 6. Результати теста Дикки-Фуллера для перевірки єдиничного корня для моделі 2 (2006-2016 роки-по квартальним даним), авторська розробка

Null Hypothesis: D(Y_MAN_DOL_,2) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.785798	0.0064
Test critical values:		
1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(Y_MAN_DOL_,3)
 Method: Least Squares
 Date: 03/29/18 Time: 19:50
 Sample (adjusted): 2007Q3 2016Q4
 Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Y_MAN_DOL_(-1),2)	-3.411122	0.901031	-3.785798	0.0006
D(Y_MAN_DOL_(-1),3)	1.318035	0.746374	1.765918	0.0867
D(Y_MAN_DOL_(-2),3)	0.444749	0.509266	0.873315	0.3888
D(Y_MAN_DOL_(-3),3)	-0.420651	0.262640	-1.601625	0.1188
C	0.013049	0.009990	1.306120	0.2005
R-squared	0.936393	Mean dependent var		-0.001395
Adjusted R-squared	0.928683	S.D. dependent var		0.210084
S.E. of regression	0.056104	Akaike info criterion		-2.801156
Sum squared resid	0.103871	Schwarz criterion		-2.585684
Log likelihood	58.22196	Hannan-Quinn criter.		-2.724492
F-statistic	121.4521	Durbin-Watson stat		1.897168
Prob(F-statistic)	0.000000			

Полученное значение $t = -3.785798$ (с малой вероятностью $p = 0.0064$, что исключает ошибку отвержения нулевой гипотезы о наличии единичного корня) лежит левее критических значений критерия t на уровнях значимости 1%, 5%, 10%, что опровергает нулевую гипотезу о единичном корне ряда. Итак, полученный результат по тесту ADF дает возможность принятия ряда по результативному признаку Y_MAN_DOL как стационарного.

Итак, построенная эконометрическая модель имеет следующий вид:

$$Y_MAN_DOL=1.16+0.034X1_RATE_OF_INF+ \\ +1.60X2_GDP-7.97X3_EXP-IMP+2.65X4_BUDGET_DEFICIT$$

Как видно из таблицы 5 построенная регрессионная модель тоже соответствует критериям адекватности, так как $R^2 = 0,93$; $DW = 1,89$; $F_{mod2} = 121,5$. Коэффициент детерминации показывает верность принятия решения о выборе независимых переменных в модели, результат критерия Дарбина – Уотсона говорит об отсутствии в модели автокорреляции. Значение критерия Фишера достаточно высокое, что дает положительный ответ при сравнении с критическими значениями, что свидетельствует об адекватности построенной модели.

По критериям Акайка и Шварца (соответственно, -2.801156; -2.585684) получены достаточно малые значения, что тоже подтверждает наши предположения о правильном выборе.

Выводы. В результате проведенного эконометрического анализа:

- построены модели в виде множественных регрессионных уравнений для исследования динамики курса азербайджанского маната до деноминации и после;
- обоснован переход от единой модели к кусочно-линейным моделям;
- определены формы и направления взаимоотношений валютного курса с ТБ, ВВП, БД, ТИ для модели 1, рассмотрены и оценены результаты регрессионного анализа для этой модели;
- проведен более подробный эконометрический анализ для модели 2, определена степень влияния отдельных факторов на валютный курс; дана количественная оценка этих взаимосвязей и в целом оценка качества модели 2;
- проведены тесты на стационарность и определение причинно-следственных связей для исходной и расширенной модели 2;
- построенные эконометрические модели достаточно адекватны, на что указывают проведенные тесты;
- построенные модели и полученные результаты могут быть использованы для прогнозирования валютного курса азербайджанского маната.

1. Азербайджанский манат // fed.az/ru/news/read/1133
Azerbaydzhanskiy manat // fed.az/ru/news/read/1133
2. Денежная реформа в Украине 1996 года // navimann.livejournal.com/873148.html
Denezhnaya reforma v Ukraine 1996 goda // navimann.livejournal.com/873148.html
3. Денежно-кредитные показатели. Официальный сайт Центрального банка Азербайджана // www.cbar.az
Denezhnoo-kreditnye pokazateli. Ofitsial'nyy sayt Tsentral'nogo banka Azerbaydzhana // www.cbar.az
4. Деноминация: «за» и «против» 2 февраля 2016 // nmnby.eu/news/analytics/5984.html
Denominatsiya: «za» i «protiv» 2 fevralya 2016 // nmnby.eu/news/analytics/5984.html
5. Илларионов А.Н. Реальный валютный курс и экономический рост // Вопросы экономики. – 2002. – № 2. – С. 19-48.
Illarionov A.N. Real'nyy valyutnyy kurs i ekonomicheskyy rost // Voprosy ekonomiki. – 2002. – № 2. – S. 19-48.
6. Эльман Рустамов раскрыл сущность деноминации маната // news.day.az/economy/20270.html
El'man Rustamov raskryl sushchnost' denominatsii manata // news.day.az/economy/20270.html
7. Зенькова И.В. Концептуальный подход к проектированию интегрированной эконометрической модели для прогнозирования трудовых ресурсов на всех уровнях

экономической системы. Экономическая теория в XXI веке: поиск эффективных механизмов хозяйствования // Материалы международной научно-практической конференции (Новополоцк, 23-24 октября 2014 г.). – Новополоцк: Новополоцкий государственный университет, 2014. – Ч. 2. – С. 87-92.

Zen'kova I.V. Kontseptual'nyy podkhod k proektirovaniyu integrirovannoy ekonometricheskoj modeli dlya prognozirovaniya trudovykh resursov na vsekh urovnyakh ekonomicheskoy sistemy. Ekonomicheskaya teoriya v KhKhI veke: poisk effektivnykh mekhanizmov khozyaystvovaniya // Materialy mezhdunarodnoy nauchno-prakticheskoy konferentsii (Novopolotsk, 23-24 oktyabrya 2014 g.). – Novopolotsk: Novopolotskiy gosudarstvennyy universitet, 2014. – Ch. 2. – S. 87-92.

8. *Конторович В.К.* Взаимосвязь реального курса рубля и динамики промышленного производства в России // Экономический журнал ВШЭ. 2001. – №3. – С. 363-374.

Kontorovich V.K. Vzaimosvyaz' real'nogo kursa rublya i dinamiki promyshlennogo proizvodstva v Rossii // Ekonomicheskij zhurnal VShE. 2001. – №3. – S. 363-374.

9. *Коныгин С.С., Виноградов А.А.* Влияние макроэкономических и рыночных факторов на суверенный спред CDS России // Научно-прикладные исследования. Деньги и кредит. – 2017. – № 12. – С. 85-90.

Konygin S.S., Vinogradov A.A. Vliyanie makroekonomicheskikh i rynochnykh faktorov na suverennyy spread CDS Rossii // Nauchno-prikladnye issledovaniya. Den'gi i kredit. – 2017. – № 12. – S. 85-90.

10. *Красавина Л.Н.* Денежная реформа 1992–1993 гг. и регулирование инфляции в России: теоретическая основа. К 10-летию денежной реформы // Финансовая академия при правительстве Российской Федерации. Вестник финансовой академии // Финансы и статистика. – 2003. – № 3. – С. 5-12.

Krasavina L.N. Denezhnaya reforma 1992–1993 gg. i regulirovanie inflyatsii v Rossii: teoreticheskaya osnova. K 10-letiyu denezhnoy reformy // Finansovaya akademiya pri pravitel'stve Rossiyskoy federatsii. Vestnik finansovoy akademii // Finansy i statistika. – 2003. – № 3. – S. 5-12.

11. *Крук Д.Э., Пелипась И., Чубрик А.С.* Основные макроэкономические взаимосвязи в экономике Беларуси: Результаты эконометрического моделирования. – Минск: Исследовательский центр ИПМ, 2006. – 102 с.

Kruk D.E., Pelipas' I., Chubrik A.S. Osnovnye makroekonomicheskie vzaimosvyazi v ekonomike Belarusi: Rezul'taty ekonometricheskogo modelirovaniya. – Minsk: Issledovatel'skiy tsentr IPM, 2006. – 102 s.

12. МВФ: «Девальвация маната сыграла ключевую роль в стабилизации экономики Азербайджана после падения цен на нефть» // www.1news.az/news/mvf-deval-vaciya-manata-sygrala-klyuchevuyu-rol-v-stabilizacii-ekonomiki-azerbaydzhana-posle-padeniya-cen-na-neft

MVF: «Deval'vatsiya manata sygrala klyuchevuyu rol' v stabilizatsii ekonomiki Azerbaydzhana posle padeniya tsen na neft'» // www.1news.az/news/mvf-deval-vaciya-manata-sygrala-klyuchevuyu-rol-v-stabilizacii-ekonomiki-azerbaydzhana-posle-padeniya-cen-na-neft

13. Финансы и банки. Официальный сайт Государственного комитета статистики // www.stat.gov.az.

Finansy i banki. Ofitsial'nyy sayt Gosudarstvennogo komiteta statistiki // www.stat.gov.az

14. *Orudzhev Elshar G., Isazadeh Ayten E.* Currency course of the manat and its impact on selected macroeconomic indicators of the national economy of Azerbaijan // Actual problems of economics. National academy of management. – 2017. – №12. – P. 54-62.

15. *Ozcay, A.* 2006, New Turkish Lira // www.tcmb.gov.tr/yeni/banka/yenilira/NewTurkishLira.pdf