

МАТЕМАТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ КОНЪЮНКТУРЫ РЫНКА ЖИЛОЙ НЕДВИЖИМОСТИ

© 2012 г. А. В. Костылев

Новочеркасская государственная мелиоративная академия

Построены эконометрические модели для прогнозирования площади построенного жилья и паутинная модель спроса-предложения на рынке жилой недвижимости.

Ключевые слова: *жилая недвижимость; паутинная модель; тренд-сезонная модель; временные ряды.*

In the article author presents the estimation of the econometric models of houseroom quantity forecasting and cobweb model of supply and demand dynamics at the housing market.

Key words: *residential real estate; cobweb model; trend-seasonal model; time series.*

Рынок жилья — один из важнейших в экономической системе. Обеспеченность жильем является значимым показателем социально-экономического развития страны. В последние десятилетия на российском рынке жилой недвижимости произошли изменения, связанные с рыночным распределением жилья, в том числе с использованием ипотечных механизмов. Исследование тенденций развития рынка жилой недвижимости на основе современных методов прогнозирования помогает эффективно управлять рыночными процессами. При этом актуально исследование соотношения между объемом рынка и ценой на жилую недвижимость, которое и определяет конъюнктуру рынка.

Вопросы моделирования и прогнозирования отдельных показателей рынка жилья изучались в исследованиях современников. В работе [5] предложены модели спроса на жилье и изучено влияние на него кредитных, накопительных и других инструментов рынка. Также исследован механизм согласования спроса и предложения, обеспечения доступности жилья.

Н. Н. Ноздрина анализировала динамику цен, объем и структуру предложения жилья на первичном и вторичном рынках по Москве [2]. Автор приходит к выводу о незавершенности процесса пространственной стратификации столицы, что и отражается в ценах на

жилье. В исследовании [3] выполнен эконометрический анализ рынка жилья столицы с учетом случайных и фиктивных факторов.

Авторы работы [1] построили прогноз удорожания недвижимости на долгосрочную перспективу на основе эконометрической модели темпов роста цен и среднегодового темпа инфляции и уровня иностранных инвестиций в экономику.

Кроме того, имеется определенное количество научных работ, посвященных моделям рынка недвижимости на микроуровне. В частности, одна из типичных работ [4] посвящена получению регрессионного уравнения стоимости объектов недвижимости в зависимости от факторов.

Будем рассматривать основные показатели рынка жилья в целом по стране. Источником информации являлись данные Росстата РФ за ряд лет (некоторые данные доступны с 1990 года, некоторые с 1996 по 2011 годы).

Одна из важнейших переменных, определяющая предложение на рынке — количество построенного жилья. Динамика показателя представлена на рис. 1 и имеет параболическую форму с минимумом в конце 1990-х годов и максимумом в 2008 году. Обнадеживающим является рост построенного населения жилья за счет собственных и заемных средств. Недавний кризис несколько снизил темпы роста этого показателя.

Поскольку для показателя площади построенного жилья имеются помесечные данные (с января 1994 по февраль 2012 года), воспользуемся математическими методами для построения тренд-сезонной модели. Рис. 2 демонстрирует ярко выраженную сезонность в динамике указанной величины.

Полученный десезонализированный временной ряд представлен на рис. 4 и демонстрирует трендовую компоненту в виде кубического полинома.

Уравнение тренда, полученное с помощью метода наименьших квадратов, имеет вид (в круглых скобках — стандартные ошибки коэффициентов)

$$Z_t = 3956,5 - 45,5t + 0,43t^2 - 0,0008t^3,$$

(183,5) (6,9) (0,07) (0,0002)

$$N = 230, R^2_{кор} = 0,63, DW = 1,7, F = 129,9,$$

где Z_t — уровень ряда, t — время, N — число наблюдений, $R^2_{кор}$ — скорректированный коэффициент детерминации, DW — статистика Дарбина-Уотсона, F — статистика Фишера.

Остатки трендовой модели демонстрируют не стационарность (расширенный тест на единичный корень Дики-Фуллера дает значе-

ние t -статистики $-2,47$ при критическом на 5% уровне $-2,87$). Стационарность ряда остатков достигается взятием первых разностей. При этом последние следуют модели скользящего среднего первого порядка

$$\Delta \varepsilon_t = -0,88 \varepsilon_{t-1}$$

(0,02)

что свидетельствует о последствии процесса строительства с лагом в один месяц.

Таким образом, получена тренд-сезонная эконометрическая модель с процессом скользящего среднего в остатках для показателя площади построенного жилья. Прогноз на март 2012, построенный по модели, дает величину 4534,9 тыс. кв. м, в то время как фактическая величина построенного жилья по Росстату составляет 3900 тыс. кв. м. Относительная ошибка краткосрочного прогноза составляет 16%, что является хорошим результатом и показывает адекватность модели и ее применимость на практике.

Однако конъюнктура рынка определяется не только количеством построенного жилья, но и соотношением между объемом рынка и ценой на жилую недвижимость. Наиболее распространенной и простой формой

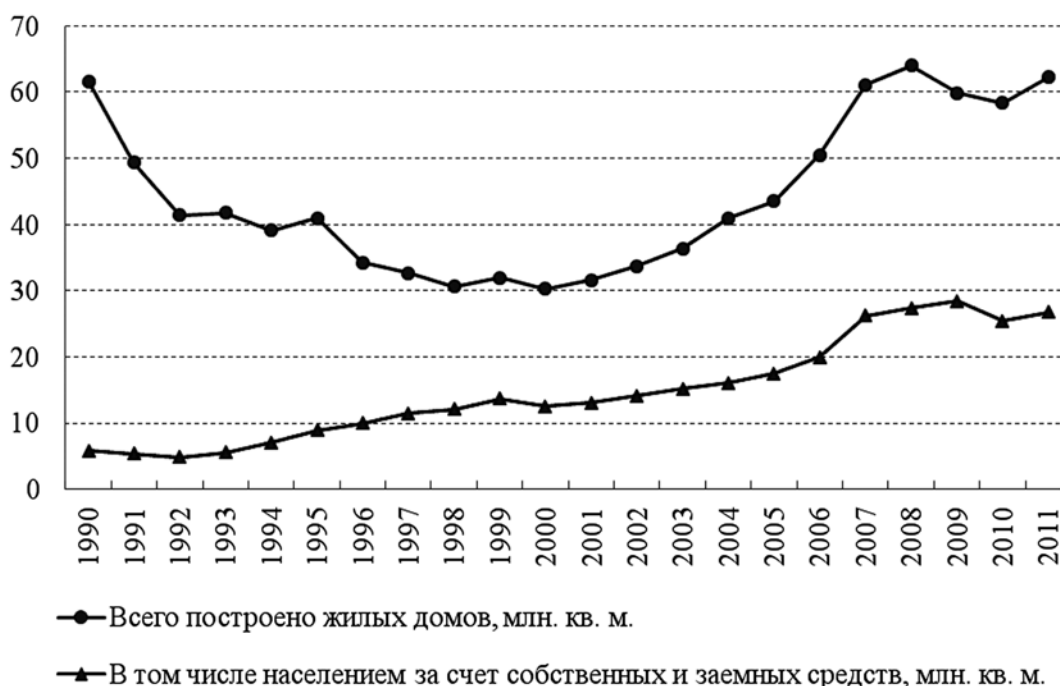


Рис. 1. Количество построенного жилья в РФ, годовые данные, Росстат

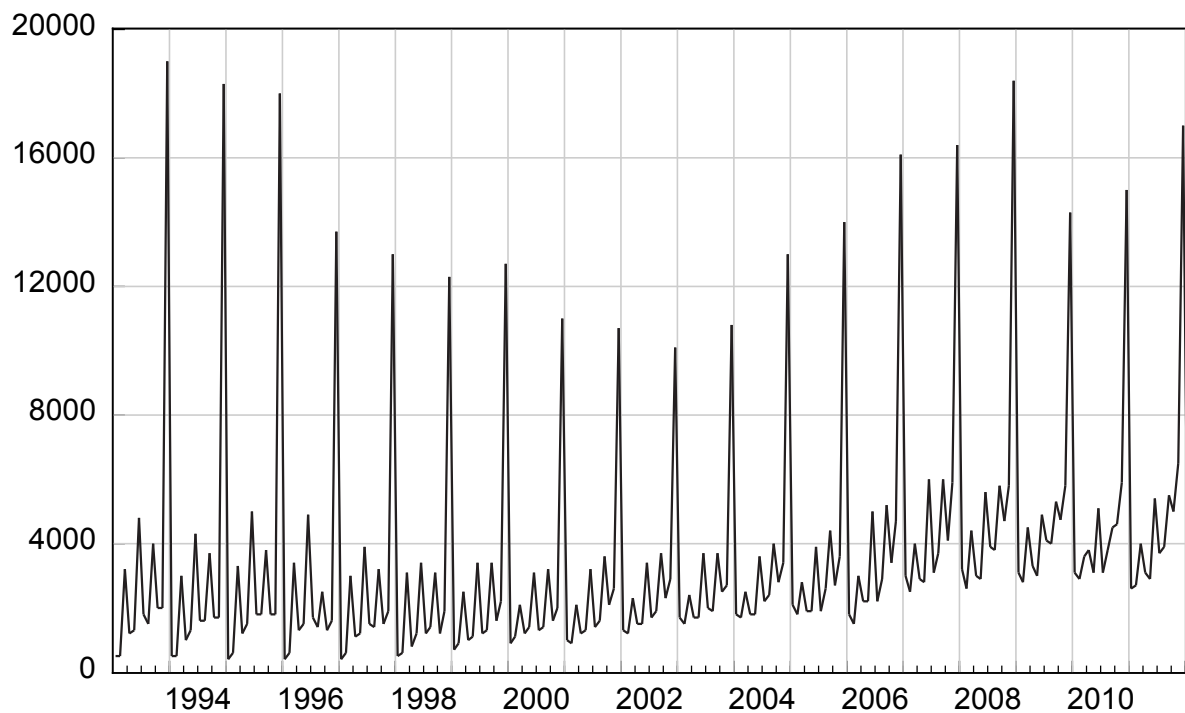


Рис. 2. Площадь построенных жилых домов в РФ, месячные данные, тыс. кв. м, Росстат

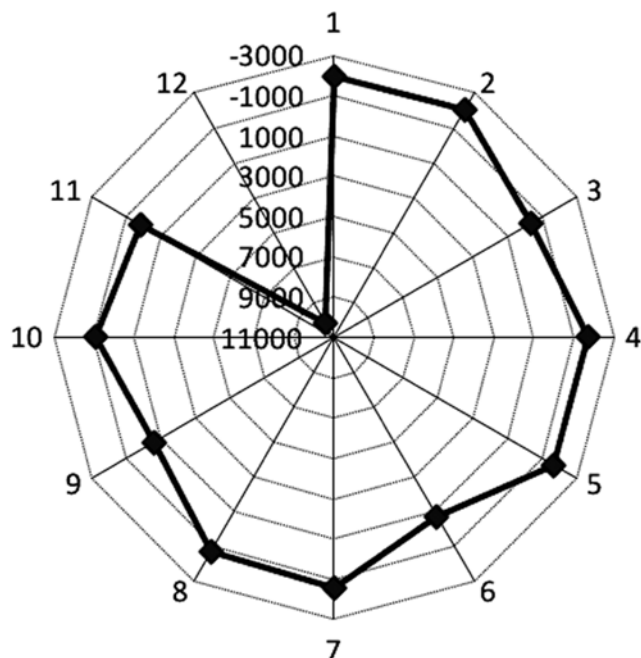


Рис. 3. Средние значения сезонности, тыс. кв. м

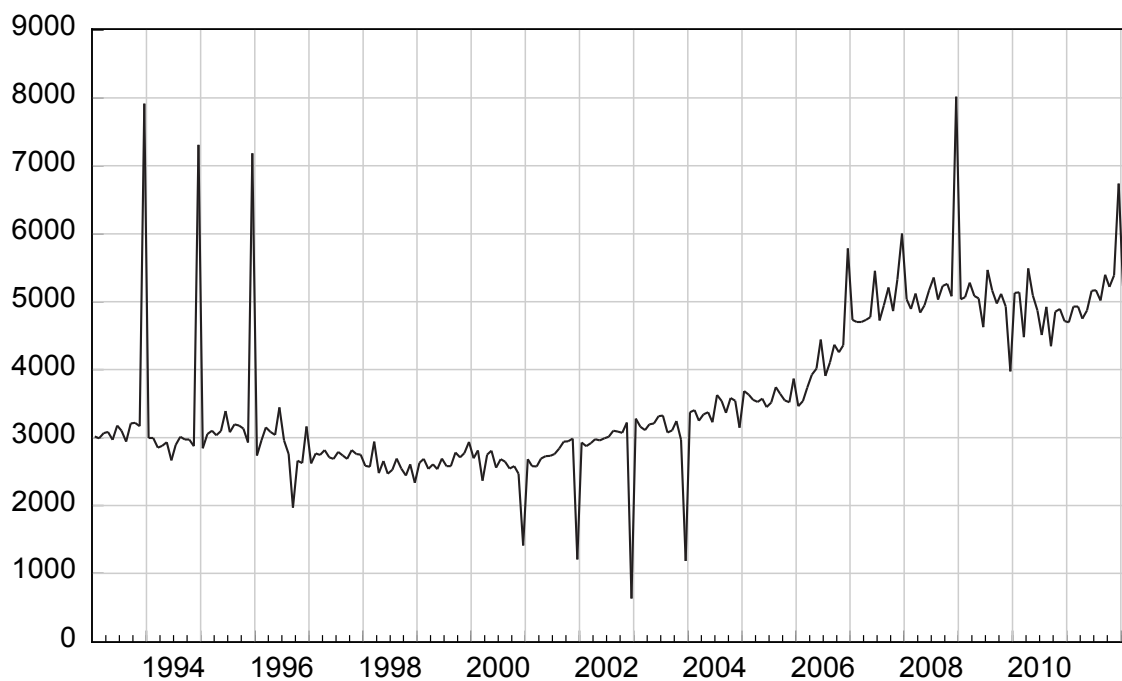


Рис. 4. Десезонализированный ряд площади построенных жилых домов (Z_t), тыс. кв. м

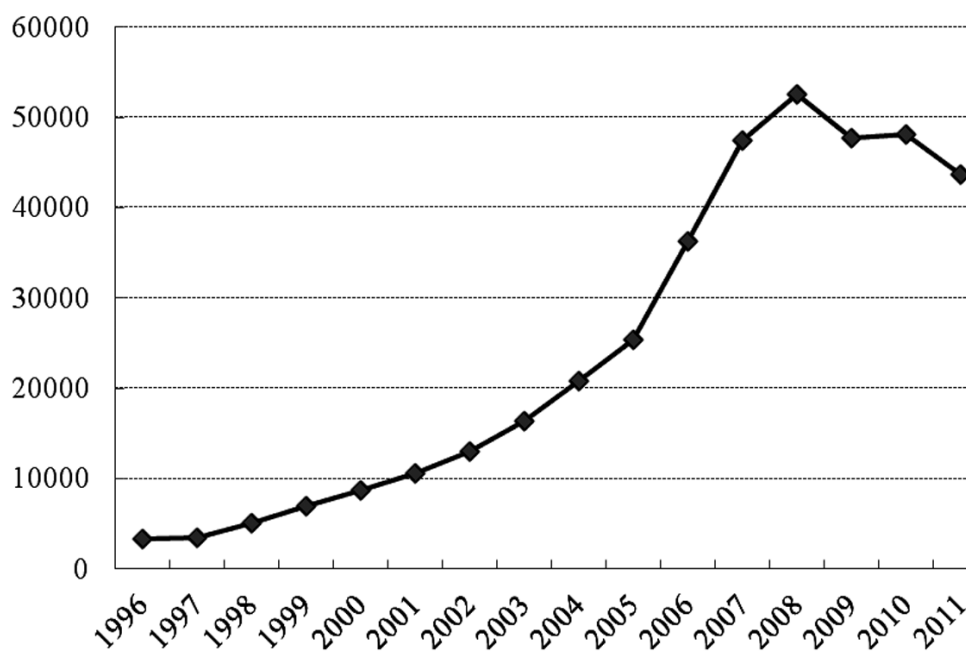


Рис. 5. Динамика цены 1 кв. м жилья на первичном рынке, руб., Росстат

взаимосвязи между указанными переменными является «паутинная» микроэкономическая модель.

Пусть P_t — цена 1 кв. м жилья на первичном рынке в момент времени t , а Q_t — площадь построенного жилья, млн. кв. м в тот же момент времени.

Динамика величины P_t представлена на рис. 5 и в целом соответствует изменению величины площади на рис. 1. После кризисного 2008 года наблюдается значительное снижение цены, которое достигает в 2011 году 17 процентных пунктов.

Предположим, что объем Q_t зависит от цены в предыдущий момент времени P_{t-1} , и, что цена P_t зависит от объема Q_t . Предположим, что все построенное жилье продается на рынке. Таким образом, имеем систему уравнений для предложения и спроса:

$$\begin{cases} \ln(Q_t) = \beta_{10} + \beta_{11} \ln(P_{t-1}) + \varepsilon_{1t}, \\ \ln(P_t) = \beta_{20} + \beta_{21} \ln(Q_t) + \varepsilon_{2t}, \end{cases} \quad (1)$$

где ε_{1t} и ε_{2t} — случайные величины ошибок.

В (1) осуществлен переход к логарифмам переменных, поскольку распределение значений в логарифмах ближе к нормальному.

Для установления причинно-следственных связей между переменными $\ln(P_t)$ и $\ln(Q_t)$ воспользуемся подходом Грейнджера для тестирования на каузальность. Его суть заключается в том, что переменная x является причинной по отношению к переменной y , если y лучше объясняется с использованием лагированных значений x , чем без них. Задавая максимальный лаг 1, получим, что гипотеза « $\ln(Q_t)$ не влияет на $\ln(P_t)$ » принимается (F -статистика 3,8), а гипотеза « $\ln(P_t)$ не влияет на $\ln(Q_t)$ » отвергается (F -статистика 10,2) на 5% уровне значимости. Таким образом,

площадь построенного жилья зависит от его цены на рынке.

Тестирование временных рядов $\ln(Q_t)$ и $\ln(P_t)$ на стационарность показывает, что гипотеза об единичном корне для ряда $\ln(Q_t)$ не может быть отвергнута (статистика Дики-Фуллера 0,17) и отвергается в пользу альтернативной для ряда $\ln(P_t)$ (статистика Дики-Фулера -3,16 при критическом значении на -3,08 на 5% уровне значимости).

В случае изучения зависимостей по нестационарным временным рядам в долгосрочном периоде необходим коинтеграционный анализ. Тестирование по Йохансену на коинтеграцию временных рядов $\ln(Q_t)$ и $\ln(P_t)$ с включенным линейным трендом дало результаты, представленные в табл. 1. Как следует из табл. 1, временные ряды $\ln(Q_t)$ и $\ln(P_t)$ являются некоинтегрированными.

Выполним оценку параметров в системе (1) методами максимального правдоподобия с полной информацией (МППП), трехшаговым методом наименьших квадратов (ТМНК) и двухшаговым МНК (ДМНК) [6]. Результаты представлены в табл. 2. Остатки уравнений удовлетворяют требованиям неавтокоррелированности (в начальных лагах) и близки к двумерной нормальности распределения.

Оценки, полученные различными методами, практически совпадают. Так, эластичность величины площади построенного жилья по цене в предыдущий момент времени составила 0,28, в то же время эластичность цены по площади — 3,21, т. е. при изменении площади построенного жилья на 1% от своего среднего значения (43,9 млн. кв. м) цена 1 кв. м жилья на первичном рынке изменится на 3,21% от своего среднего значения (24326 руб.).

Заменим в (1) P_t на цену за 1 кв. м жилья

Таблица 1
Результаты теста Йохансена на коинтеграцию рядов $\ln(Q_t)$ и $\ln(P_t)$

Ранг коинтеграции	Параметров	Логарифм функции правдоподобия	Собственное значение	Статистика следа	5% критическое значение
0	4	32,7	—	8,2	18,17
1	7	36,9	0,42	0,0008	3,74
2	8	36,9	0,00005	—	—

Таблица 2

Оценки паутиной модели (Росстат, 1996–2011 годы)

Переменная	Цена 1 кв. м на первичном рынке			Цена 1 кв. м на вторичном рынке		
	Метод			Метод		
	МППП	ТМНК	ДМНК	МППП	ТМНК	ДМНК
Уравнение для $\ln(Q_t)$						
$\ln(P_{t-1})$	0,286*** (0,042)	0,286*** (0,025)	0,286*** (0,028)	0,258*** (0,031)	0,258*** (0,022)	0,258*** (0,024)
Константа	0,992*** (0,403)	0,993*** (0,249)	0,993*** (0,267)	1,285*** (0,295)	1,284*** (0,212)	1,284*** (0,229)
$R^2_{\text{скадр}}$	0,88	0,89	0,89	0,89	0,90	0,90
χ^2	—	124,7	108,1	—	136,4	118,2
Уравнение для $\ln(P_t)$						
$\ln(Q_t)$	3,217*** (0,676)	3,218*** (0,325)	3,218*** (0,349)	3,562*** (0,488)	3,562*** (0,323)	3,562*** (0,346)
Константа	-2,250 (2,569)	-2,253* (1,224)	-2,253* (1,315)	-3,603** (1,829)	-3,603*** (1,215)	-3,603*** (1,304)
$R^2_{\text{скадр}}$	0,84	0,85	0,85	0,87	0,88	0,88
χ^2	—	97,9	84,9	—	121,9	105,6
Количество наблюдений	15	15	15	15	15	15
Логарифм максимального правдоподобия	-179,76	—	—	19,95	—	—

В скобках даны значения стандартных ошибок. Значимость коэффициентов: * — 10% уровень; ** — 5% уровень; *** — 1% уровень.

на вторичном рынке в момент времени t . Тестирование по Грейнджеру дает результаты аналогичные представленным выше: гипотеза « $\ln(Q_t)$ не влияет на $\ln(P_t)$ » принимается (F -статистика 0,29), а гипотеза « $\ln(P_t)$ не влияет на $\ln(Q_t)$ » отвергается (F -статистика 9,11) на 5% уровне значимости. Тестирование на коинтеграцию также дает похожие результаты и не позволяет считать временные ряды цены на жилье на вторичном рынке и построенной жилой площади коинтегрированными (статистика следа 14,5 при критическом значении 15,4 на 5% уровне значимости).

Результаты оценивания модели представлены во второй половине табл. 2. Эластичность цены на вторичном рынке (средняя цена 24942,3 руб.) по площади построенного жилья составила 3,56. При изменении площади построенного жилья на 1% от своего среднего значения цена 1 кв. м жилья на вторичном рынке изменится на 3,56% от своего среднего значения.

Таким образом, нами получено, что в краткосрочном периоде предложение жилья по цене предыдущего периода не эластично, а цена на жилье по величине площади эла-

стична, причем в большей степени для цены на вторичном рынке. Результаты расчетов согласуются с практикой рынка недвижимости, который в нашей стране является в большей степени спекулятивным и инвестиционным, нежели отражает потребности населения в жилье.

Также в работе построена тренд-сезонная эконометрическая модель для показателя площади построенного жилья, которая позволяет получить краткосрочные прогнозы площади.

Литература

1. Аббасов М. Э., Баринев Н. П., Зельдин М. А. К вопросу обоснования прогноза темпов роста цен на недвижимость в долгосрочной перспективе. // Имущественные отношения в Российской Федерации. — 2010. — №6. — С. 14–28.

2. Ноздрин Н. Н. Развитие и территориальная дифференциация рынка жилья в Москве. // Проблемы прогнозирования. — 2006. — №6. — С. 30–42.

3. Пахомова Е. А., Веселова Д. Е. Развитие жилищной ситуации в России и эконометрический анализ рынка квартир в Москве. // Экономика и математические методы. — 2001. — Т. 37. — №2. — С. 38–43.

4. Сивец С. А. Построение и практическое применение многофакторной гибридной модели оценки доходной недвижимости. // Вопросы оценки. — 2001. — №4. — С. 27–36.

5. Фаерман Е. Ю., Хачатрян С. Р., Федорова Н. Л. Моделирование жилищного рынка. — М.: ЦЭМИ РАН, 2003.

6. Greene W. H. Econometric analysis. — Saddle River, NJ: Prentice-Hall, 2000.

Поступила в редакцию

20 мая 2012 г.



Александр Владимирович Костылев — аспирант кафедры менеджмента и экономико-математических методов Новочеркасской государственной мелиоративной академии. Научный руководитель — доктор технических наук, профессор П. В. Иванов.

Aleksandr Vladimirovich Kostylev — postgraduate student at the Management, Economic and Mathematical Methods department of the Novocherkassk State Land Reclamation Academy. Research supervisor — Ph.D., Doctor of Technics, professor P. V. Ivanov.

346422, Ростовская обл., г. Новочеркасск, ул. Бакунина, 117
117 Bakunina st., 346422, Novocherkassk, Rostov reg., Russia
Тел.: +7 (909) 418-82-00; e-mail: kostylevsasha@gmail.com