

Оценка размера земельной ренты в Московской области

Н.В. Ильина, ст. преподаватель, Н.М. Светлов, д.э.н., профессор,

РГАУ-МСХА имени К.А. Тимирязева

Юридические и организационные предпосылки функционирования земельного рынка в России уже в основном созданы. Но за этим не последовало вовлечение сельхозугодий в активный рыночный оборот. В условиях малочисленности сделок по поводу сельскохозяйственных угодий и низкого уровня конкуренции при их заключении уровни цен и арендных платежей имеют чрезмерную вариацию. Они практически не могут быть основой объективного заключения о величинах земельной ренты и цены земли, которое требуется для совершенствования налогообложения, анализа инвестиционных проектов и информирования участников рынка земли. Возникает необходимость определения этих величин с помощью математического моделирования.

Целью данной статьи является определение величины земельной ренты, приносимой сельскохозяйственными угодьями Московской области. Проверяются следующие гипотезы:

- а) земельная рента в течение второго этапа экономических реформ в АПК (2001-2003 гг.) увеличивается;
- б) чем ближе участок расположен к Москве — крупному индустриальному центру и основному рынку продовольствия, тем выше при прочих равных условиях земельная рента;
- в) при фиксированном объёме рынка потребления сельскохозяйственной продукции увеличение урожайности сельскохозяйственных культур может привести к снижению земельной ренты.

Обзор различных подходов к определению земельной ренты и цены земли приводится в [10]. Большинство зарубежных исследований на эту тему, примером которых может служить [9], основаны на фактических данных о сделках и потому неприменимы для наших целей.

Оценки земельной ренты на основе микроэкономической теории фирмы [8], полученные без обращения к реестрам сделок, можно найти в публикациях, посвящённых самым

разным аспектам проблемы повышения эффективности сельскохозяйственного производства — например, [7, 11, 6]. Особенность данного подхода — наличие эконометрической модели *сельскохозяйственного предприятия*, параметры которой оцениваются при помощи регрессионного анализа.

Отечественная школа экономической оценки земли представляет интерес тем, что ею накоплен большой опыт исследований в отсутствие развитого земельного рынка. Как правило, в таких исследованиях используется математическая модель, отражающая непосредственно процесс формирования земельной ренты, то есть *процесс землепользования*. Модели, применявшиеся разными исследователями [1, 2, 5], отражают специфику конкретных исследовательских задач и имеющейся информационной базы.

Статистическое оценивание производственных функций или функций прибыли сельскохозяйственного предприятия Московской области затруднено из-за неоднородности совокупности сельхозтоваропроизводителей. Методы, обычно применяемые для достижения однородности, в нашем случае приводят к утрате репрезентативности данных и, как следствие, к большому разбросу оценок ренты.

Модель частичного равновесия, использованная в [2], основана на непараметрическом подходе к построению функций спроса и предложения и потому не требует однородной совокупности данных. Однако она трудоёмка в использовании и чувствительна к пропускам данных по отдельным предприятиям. Кроме того, в условиях переходной экономики, когда распределение сельскохозяйственных угодий может существенно отличаться от равновесного, не всегда удаётся получить достоверную форму функций спроса и предложения в окрестности точки предполагаемого равновесия.

Л.В. Канторович отождествлял величину сельскохозяйственной ренты со значением двойственных переменных основной задачи народнохозяйственного планирования, соответствующих балансам сельхозугодий. Но развитие теории и практики применения моделей данного типа показало высокую чувствительность двойственных переменных к малым изменениям параметров, которые в принципе невозможно точно определить. В результате сложилось мнение, что такие модели неприменимы для определения стоимости земли [3].

Рассмотрев преимущества и недостатки вышеописанных подходов, мы остановились на использовании модели, имеющей форму задачи математического программирования, по-

добно модели, исследованной Л.В. Канторовичем. Основание состоит в том, что неустойчивость значений предельной эффективности ресурсов, отражаемых двойственными переменными задач математического программирования, — это объективное свойство, а не искажение, обусловленное конкретной формой модели. Собственники земли и менеджмент сельскохозяйственных предприятий, составляя мнение о величине земельной ренты или цены земли, успешно преодолевают трудности, обусловленные неустойчивостью предельной эффективности.

Процесс принятия решения о конкретной сделке на земельной рынке, если его рассмотреть с кибернетических позиций, состоит в выделении из множества факторов неопределённости, влияющих на предельную эффективность сельскохозяйственных угодий, таких, которые могут быть учтены явно. Остальные можно считать источником статистической ошибки. На этих соображениях основана идея *параметризации двойственных оценок сельхозугодий*, полученных в результате решения модели при случайных значениях урожайностей основных полевых культур. Всего было решено 6000 вариантов модели¹.

Модель рынка сельскохозяйственных угодий имеет форму задачи линейного программирования. Земельные угодья области подразделены на 9 групп по плодородию и местоположению (далее — РП-группы). Границы РП-групп по плодородию — 90 и 110 баллов (при среднем балле по области, равном 100); по местоположению — 60 и 110 км от Москвы. Они выбраны с таким расчётом, чтобы обеспечить наименьшую разницу площади сельхозугодий в РП-группах. Модель содержит 253 ограничения и 316 переменных. Её математическая запись приводится в [4].

Полученные в результате параметризации квадратичные функции значений десятичных логарифмов земельной ренты от нормированной урожайности² характеризуются величиной R^2 в пределах [0,642; 0,823] для пашни и [0,792; 0,860] для непахотных угодий. Соответствующие значения F находятся в пределах [196,9; 507,0] и [416,0; 671,7], указывая на высокую достоверность квадратичной зависимости. Приведём результат параметризации для средней РП-группы за 2003 г. Логарифм земельной ренты с пашни (тыс.руб./га) равен

¹ По 2 тыс. вариантов для 2001, 2002 и 2003 гг.

² Средней урожайности по каждой РП-группе соответствует значение нормированной урожайности, равное единице. При формировании каждого варианта модели четыре случайных значения нормированной урожайности (зерновых, картофеля, овощей и кормовых культур) выбирались из интервала [0,7; 1,3] в предположении равномерного распределения.

$$31,31 - 22,15x_1 + 2,08x_2 + 0,29x_3 - 31,81x_4 + 5,54x_1^2 - 0,67x_1x_2 - 0,02x_1x_3 + 9,73x_1x_4 - 0,30x_2^2 - 0,01x_2x_3 - 0,63x_2x_4 + 0,05x_3^2 - 0,17x_3x_4 + 9,83x_4^2,$$

с естественных сенокосов и пастбищ —

$$25,48 - 17,42x_1 + 1,48x_2 - 0,02x_3 - 25,95x_4 + 4,17x_1^2 - 0,62x_1x_2 + 0,15x_1x_3 + 7,85x_1x_4 + 0,05x_2^2 + 0,06x_2x_3 - 0,84x_2x_4 - 0,12x_3^2 + 0,03x_3x_4 + 8,12x_4^2,$$

где x_1 — нормированная урожайность зерновых, x_2 — картофеля, x_3 — овощей, x_4 — кормовых культур (полевых и луговых). Коэффициенты регрессии, выделенные жирным шрифтом, значимы при $\alpha=0,05$.

Представляет интерес *обратная* зависимость между земельной рентой и урожайностью: эластичность ренты с пашни по нормированной урожайности зерновых для вышеприведённых зависимостей составляет (-4,67), картофеля — 0,39, овощей — 0,44, кормовых культур — (-7,41). При этом положительные значения эластичности (по нормированной урожайности картофеля и овощей) не значимы при $\alpha=0,05$. Аналогичная картина наблюдается по всем РП-группам. Наибольшее влияние на величину ренты оказывает урожайность кормовых культур. Причина в том, что кормовые культуры занимают наибольшую долю земельной площади, вследствие чего от их урожайности существенно зависят оптимальное сочетание отраслей и, в конечном счёте, способ использования земельных угодий. Вторыми по степени влияния являются зерновые культуры.

Обратная зависимость земельной ренты от урожайности зерновых и кормовых культур говорит в пользу гипотезы (в). Как показывает анализ решения математической модели, причина в том, что при повышении урожайности рынок относительно прибыльной продукции насыщается за счёт вовлечения в производство меньшей земельной площади.

Пока позволяет ёмкость рынка овощей, на площадях, высвобождаемых из кормопроизводства вследствие большей урожайности кормовых культур, размещаются овощные культуры. Когда продажа овощей достигает максимально возможной величины, аналогичное перераспределение происходит в пользу картофеля. Наконец, когда потенциал рынка картофеля также исчерпан, дальнейший рост урожайности приводит к увеличению прибыли за счёт роста объёмов производства и реализации зерновых и молока. Так как рентабельность реализации продукции этих видов ниже, чем картофеля и особенно овощей, предельная эффек-

тивность сельхозугодий снижается, а вместе с ней снижаются земельная рента, цена земли и привлекательность земельной собственности.

1. Величина земельной ренты в Московской области при среднем уровне урожайности, руб./га

Расстояние от Москвы	Балл почвы*	Тип	2001 г.	2002 г.	2003 г.	2003 г. в % к 2001 г.
до 60 км	свыше 110	П	5395	2132	1309	24,3
		сп	920	391	308	33,5
	90...110	П	5018	1899	1108	22,1
		сп	1015	371	275	27,1
	менее 90	П	4166	1370	581	13,9
		сп	496	96	73	14,7
60...110 км	свыше 110	П	5235	1944	1096	20,9
		сп	893	378	297	33,3
	90...110	П	4913	1791	986	20,1
		сп	991	358	263	26,5
	менее 90	П	4066	1261	442	10,9
		сп	442	86	68	15,4
свыше 110 км	свыше 110	П	5064	1763	886	17,5
		сп	866	358	275	31,8
	90...110	П	4775	1648	833	17,4
		сп	958	345	254	26,5
	менее 90	П	3970	1161	290	7,3
		сп	423	82	65	15,4

* Средний балл почвы в Московской обл. равен 100.
П – пашня, сп – естественные сенокосы и пастбища.
Источник: расчеты авторов.

Вопреки гипотезе (б), существенные различия между коэффициентами регрессии параметрических зависимостей земельной ренты для разных РП-групп наблюдаются лишь между параметрами, относящимися к урожайности кормовых культур.

В табл. 1 представлены оценки земельной ренты за 2001-2003 гг. Все приведённые в таблице оценки значимы при $\alpha=0,05$. Как и ожидается теоретически, земельная рента тем меньше, чем дальше участок от Москвы и чем ниже его плодородие. Исключение составляют лишь оценки ренты со средних по качеству непахотных угодий в 2001 г., оказавшиеся выше, чем с наиболее плодородных. Однако это превышение не является статистически значимым.

Изменения ренты за данный период имеют одну и ту же направленность во всех РП-группах. Вопреки гипотезе (а), величина земельной ренты в Московской области снижается, несмотря на относительную стабилизацию сельского хозяйства. Сельхозугодья как

имущество остаются непривлекательными, и рыночные процессы при таких условиях не содействуют их эффективному распределению между производственными процессами. Причина этого негативного явления та же, что и у обратной зависимости ренты от урожайности. После кризиса сельскохозяйственного производства в 1990 г. высвободилось большое количество земель, что привело к падению ренты. Восстановление производства происходит в значительной мере за счёт роста урожайности, а ёмкость рынка растёт медленно. В результате рента и, как следствие, цена земли продолжают снижаться.

Итак, проведённое исследование не поддержало гипотезу (а) о росте величины ренты в связи с прогрессом институциональных реформ в АПК. Гипотеза (б) об отрицательном влиянии удаления от Москвы на величину земельной ренты также не получила статистически надёжного подтверждения по результатам параметризации: различия в уровне земельной ренты, обусловленные местоположением, статистически не значимы. Но в пользу данной гипотезы говорит устойчивость тенденции снижения ренты с расстоянием во всех 6000 тестах, так что соответствующую зависимость можно считать практически достоверной. Гипотеза (в) о снижении ренты с ростом урожайности при фиксированной ёмкости важнейших рынков получила убедительное подтверждение. Действие факторов, на которых основана данная гипотеза, для Московской области весьма существенно и должно учитываться при разработке мер земельной политики и агропродовольственной политики в целом.

Наше исследование на примере Московской области подтвердило сформулированный в [11] вывод о низком уровне земельной ренты в России. В связи с этим необходимо придать развитию системы финансирования сельхозтоваропроизводителей направленность на устойчивое снабжение их финансовыми ресурсами в условиях ограниченных возможностей залога земли.

Библиографический список

1. Бобылёв С. Эффективность использования природно-сырьевых ресурсов агропромышленного комплекса. М.: МГУ, 1987.
2. Гатаулин А., Светлов Н. Цена земли как системная экономическая категория // АПК: экономика, управление, 1995, №10, с. 33-38.

3. Данилов-Данильян В.И. Природная рента и управление использованием природных ресурсов // Экономика и математические методы, 2004, №3.
4. Ильина Н.В., Светлов Н.М. К проблеме измерения абсолютной и дифференциальной земельной ренты // Землеустройство, землепользование и земельный кадастр: Материалы всероссийской конференции молодых учёных и специалистов «Молодые учёные – землеустроительной науке». М.: ГУЗ, с. 119-127.
5. Belenkiy, V.R. (2003). Multi-Purpose Optimisation of Production and Land use of Agricultural Enterprises, in: Ballmann, A., Lissitsa, A. (eds.): Large farm management, *Studies on the Agricultural and Food Sector in Central and Eastern Europe, Vol. 20*, Agrimedia, Bergen/Dumme, Germany.
6. Bezelekina, I., Oude Lansink, A.G.J.M., Oskam, A.J. (2005). Effects of subsidies in Russian dairy farming, *Agricultural Economics, Vol. 33*, pp. 277-288.
7. Boots, M. (1997): A micro-economic model for dairy farming under quotas. *Wageningen economic papers, issue 08-97*.
8. Chambers, R.G. (1988): Applied production analysis: a dual approach. Cambridge: Cambridge Univ. Press.
9. Lloyd, T., Rayner, A., Orme, C. (1991). Present-Value Models of Land Prices in England and Wales. *European Review of Agricultural Economics, vol. 18 (2)*, pp. 141-166.
10. Trivelli, C. (1997). Agricultural land prices. *SDdimensions, issue June 1997*, FAO, <http://www.fao.org/sd/LTdirect/LTan0016.htm>.
11. Osborne, S., Trueblood, M. (2002). Agricultural Productivity and Efficiency in Russia and Ukraine: Building on a Decade of Reform, Agricultural Economic Report No. (AER813), United States Department of Agriculture, Economic Research Service, <http://www.ers.usda.gov/publications/aer813/aer813e.pdf>.