

УДК 631.16:368.54

В.В. Носов, доктор экономических наук, доцент, ФГКОУ ВО «Московская академия Следственного комитета Российской Федерации»
e-mail: novla@list.ru

А.С. Горбачева, аспирант, ФГБОУ ВО «Саратовский государственный аграрный университет им. Н.И. Вавилова»
e-mail: anuytochekha@yandex.ru

КЛАССИФИКАЦИЯ СУБЪЕКТОВ РФ ПО СОСТОЯНИЮ СУБСИДИРОВАННОГО СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННОГО СТРАХОВАНИЯ

Предмет. В Российской Федерации, за последние десятилетия при проведении научных исследованиях, значительно увеличился интерес к различного рода классификациям субъектов РФ, характеризующих их социально-экономическое развитие. Не исключением является и классификация субъектов РФ по уровню и развитию сельскохозяйственного производства. Однако до настоящего времени отсутствуют публикации, в которых достаточно полно и правильно характеризуются субъекты РФ по состоянию сельскохозяйственного страхования с государственной поддержкой.

Целью работы является типологизация субъектов РФ по уровню развития сельскохозяйственного страхования с государственной поддержкой.

Методология. В настоящей работе для снижения размерности исходного признакового пространства и преодоления мультиколлинеарности между показателями использовался метод главных компонент. Классификация субъектов РФ проводилась методом кластерного анализа. С помощью теста Чоу анализируются коэффициенты регрессии в уравнениях, построенных по выделенным кластерам, что дало возможность использовать фиктивную переменную при построении обобщающей регрессионной модели.

Результаты. Проведенное исследование позволило выделить две группы субъектов РФ по состоянию сельскохозяйственного страхования с государственной поддержкой и определить влияние двух ключевых показателей на целевой индикатор – процент площади под застрахованными культурами, как по каждой выделенной группе субъектов, так и в целом по РФ.

Выводы. Полученные результаты свидетельствуют о слабом интересе как сельхозпроизводителей, так и органов управления в субъектах РФ, к сельскохозяйственному страхованию.

Ключевые слова: сельское хозяйство, страхование, субсидии, кластерный анализ, главные компоненты, регрессия.

Введение

В последнее десятилетие наблюдается значительный интерес к различного рода классификациям субъектов РФ, характеризующих их социально-экономическое развитие. Классификация – распределение, разделение объектов, понятий, названий по классам, группам, разрядам, при котором в одну группу попадают объекты, обладающие общим признаком [3].

Не исключением является и классификация субъектов РФ по уровню и развитию сельскохозяйственного производства на основе определенной системы показателей [11, 12 и др.]. Однако до настоящего времени отсутствуют публикации, в которых достаточно полно и правильно характеризуются субъекты РФ по состоянию сельскохозяйственного страхования с государственной поддержкой, несмотря на то, что страхование является одним из важнейших инструментов, позволяющим эффективно развиваться сельскохозяйственной отрасли. Отсутствие работ в данном направлении можно объяснить следующими трудностями:

– выбором метода с помощью которого будет произведена классификация субъектов РФ по со-

стоянию сельскохозяйственного страхования с государственной поддержкой;

– обоснованием показателей, характеризующих сельскохозяйственное страхование с государственной поддержкой.

Методология

Как правило, в большинстве исследований выделяют группы субъектов РФ по какому-либо одному изучаемому признаку. Однако характеристика субъектов РФ может описываться не одним, а множеством признаков. В этом случае используется монотетическая классификация – сочетание нескольких признаков путем построения комбинационных группировок, когда первоначально выделяют группы по одному признаку, затем каждая из полученных групп разбивается на подгруппы по другому признаку и т.д. На каждом этапе разбиения исследуемой совокупности берется во внимание только один признак.

При использовании монотетической классификации в одну группу объединяются субъекты РФ, имеющие одинаковые значения группировочных признаков. Субъекты, имеющие даже небольшие

отклонения хотя бы по одному признаку от базовой величины, принятой для данной группы, будут исключены из нее. По одним показателям субъект РФ может находиться в числе передовых, а по другим, наоборот, имеет средние или небольшие значения. Следовательно, при использовании монотетической классификации совокупность будет разделена на значительное число групп, что приведет к ее громоздкости, и полученные результаты становится трудно анализировать [10].

Следовательно, для построения классификации более целесообразным выступает использование статистических методов политетической классификации, особенность которых заключается в том, что при формировании групп используются все имеющиеся признаки одновременно.

Различают следующие подходы к построению таких классификаций [12]:

- построение классификации на базе обобщающего показателя;
- классификация исходного множества многомерных объектов непосредственно в пространстве признаков.

При использовании первого подхода вначале по исходным признакам строится обобщающий показатель, для расчета которого наиболее часто используется метод многомерной средней и на основе которого и определяются границы интервалов. Для однотипных групп по обобщающему показателю можно применять методы, предложенные для одномерного случая и основанные на применении критерия средней арифметической [1, 8, 9].

Построение классификаций на базе обобщающего показателя весьма трудоемко, что дает основание говорить о целесообразности проведения их классификации по совокупности признаков непосредственно.

Совокупность субъектов РФ образует признаковое пространство. Если субъект РФ характеризуется m признаками, то он рассматривается в виде точки в m -мерном признаковом пространстве. Решение заключается в выделении близких к друг другу точек в этом признаковом пространстве. Данную многомерную группировку решают при помощи кластерного анализа [6], когда все множество объектов разбивают на однородные в некотором смысле группы (кластеры). Субъекты РФ, принадлежащие к одному кластеру, должны быть похожи между собой, а степень подобия между ними внутри каждого кластера должна быть больше, чем между субъектами РФ, входящими в другие кластеры. Для этих целей целесообразно использовать ППС «Statistica» [4].

В настоящее время статистика располагает значительным набором алгоритмов кластеризации. Чаще всего исследователи применяют иерархические алгоритмы, в числе которых наиболее распространен метод Уорда (Ward). Данный метод предполагает

использование процедур дисперсионного анализа для оценки расстояний между кластерами. При этом на каждом шаге кластеризации в один кластер будут объединяться такие элементы, которые приводят к наименьшему увеличению внутрикластерной дисперсии. Таким образом, меньшие кластеры постепенно объединяются в большие. Как правило, с помощью метода Уорда создаются кластеры небольшого размера, что отвечает задаче сегментирования небольшой выборочной совокупности.

Следующей проблемой при использовании методов кластерного анализа является игнорирование при проведении классификации исследователем того факта, что многие показатели между собой могут иметь высокие и значимые значения коэффициента корреляции, что может привести в дальнейшем к искажению полученных результатов исследования при использовании кластерного анализа. Применяемые в кластерном анализе метрики расстояния основаны на некоррелированности переменных [5]. Также одним из препятствий применения уравнения множественной регрессии является наличие линейной зависимости между независимыми факторами, что приводит к мультиколлинеарности, в результате которой определитель матрицы парных коэффициентов корреляции близок к нулю и она является слабо обусловленной. В результате имеет место неустойчивость оценок коэффициентов множественной регрессии и их завышение, а также завышение значения множественного коэффициента корреляции.

Для решения проблемы коррелированности между исходными показателями, а также с целью снижения их размерности, используем метод главных компонент. Компонентный анализ предназначен для преобразования совокупности исходных признаков в систему новых показателей – главных компонент, которые не коррелируют между собой и упорядочены по величине их дисперсий. Кроме того, компонентный анализ дает возможность перейти от отображения множества непосредственно измеряемых признаков к отображению их меньшим числом максимально информативных переменных, характеризующих наиболее существенные свойства сельскохозяйственного страхования с государственной поддержкой.

Для оценки влияния факторов на результативный показатель, для каждого выделенного кластера определим уравнение регрессии вида:

$$\hat{Y} = a_0 + \sum a_j X_j \quad (1).$$

Применение критерия Чоу [13] позволит проверить гипотезу о различии коэффициентов регрессии в полученных уравнениях:

$$H_0 : \Delta ESS = 0 \quad (2),$$

где ΔESS – сокращение остаточной суммы квадратов.

Сокращение остаточной суммы квадратов определяется:

$$\Delta ESS = ESS - \sum ESS_i \quad (3),$$

где ESS – остаточная сумма квадратов регрессионной модели, рассчитанной по изучаемой совокупности субъектов РФ в целом;

$\sum ESS_i$ – остаточная сумма квадратов регрессионных моделей, рассчитанных для каждого кластера в отдельности;

i – число кластеров.

Альтернативная гипотеза имеет вид:

$$H_1 : \Delta ESS \neq 0 \quad (4).$$

Проверку нулевой гипотезы (2) осуществляем статистикой Фишера, используя следующую формулу:

$$F_{\text{факт}} = \frac{\Delta ESS}{v_1} / \frac{\sum ESS_i}{v_2} \quad (5),$$

где v_1, v_2 – число степеней свободы.

Если $F_{\text{факт}} \leq F_{\text{табл}(\alpha; v_1; v_2)}$ то гипотеза (2) не отвергается, т.е. коэффициенты регрессии можно считать одинаковыми, полученные кластеры можно объединить и построить уравнение регрессии, в которое введена фиктивная переменная Z [7]:

$$\hat{Y} = a_0 + \sum a_j X_j + \sum c_i Z_i \quad (6).$$

Если $F_{\text{факт}} > F_{\text{табл}(\alpha; v_1; v_2)}$ то гипотеза (2) отвергается, т.е. коэффициенты регрессии нельзя считать одинаковыми, то следует построить модель вида:

$$\hat{Y} = a_0 + \sum a_j X_j + \sum c_i Z_i + \sum d_{ji}(X_j Z_i) \quad (7).$$

Таблица 1. Матрица парных коэффициентов корреляции между показателями, характеризующими сельскохозяйственное страхование с государственной поддержкой в 2016 г.

	Y	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7
Y	1,000	–	–	–	–	–	–	–
X_1	0,197	1,000	–	–	–	–	–	–
X_2	0,204	0,071	1,000	–	–	–	–	–
X_3	0,278*	0,577*	0,840*	1,000	–	–	–	–
X_4	-0,272*	-0,129	-0,359*	-0,315*	1,000	–	–	–
X_5	-0,267*	-0,120	-0,338*	-0,288*	0,977*	1,000	–	–
X_6	0,670*	0,260	0,033	0,187	0,113	0,137	1,000	–
X_7	0,377*	-0,103	-0,228	-0,211	0,168	0,147	0,541*	1,000

Источник: таблица рассчитана автором; * – коэффициенты корреляции значимы

Матрица парных коэффициентов корреляции свидетельствует о наличии тесной связи между некоторыми признаками-аргументами ($r_{X_2, X_3}=0,840$; $r_{X_4, X_5}=0,977$), характеризующими состояние сельскохозяйственного страхования с государственной поддержкой.

Для исключения мультиколлинеарности, а также с целью снижения размерности исходных показателей используем метод главных компонент. Отбор главных компонент будем осуществлять с собствен-

Результаты

Показатели, характеризующие сельскохозяйственное страхование с государственной поддержкой:

Y – удельный вес площади под застрахованными культурами и многолетними насаждениями, %;

X_1 – количество заключенных договоров страхования 1 хозяйством;

X_2 – площадь под застрахованными культурами на 1 договор страхования, га;

X_3 – площадь под застрахованными культурами на 1 хозяйство, заключившее договор страхования, га;

X_4 – страховая сумма с 1 га площади застрахованных культур, тыс. руб.;

X_5 – страховая премия, уплаченная страхователем с 1 га площади застрахованных культур, тыс. руб.;

X_6 – выделено субсидий на сельскохозяйственное страхование на 1 га площади за счет бюджета РФ, тыс. руб.;

X_7 – выделено субсидий на сельскохозяйственное страхование на 1 га площади за счет бюджета субъектов РФ, тыс. руб.

Представленные показатели обеспечивают многостороннюю характеристику сельскохозяйственного страхования с государственной поддержкой.

Проверим, являются ли показатели, характеризующие сельскохозяйственное страхование с государственной поддержкой статистически связанными, используя коэффициент парной корреляции (таблица 1).

ными значениями больше 1 и суммарным вкладом в общую дисперсию более 70 % [2]. Состав главных компонент формируем показателями со значениями факторных нагрузок для данной компоненты не менее 0,7 [5].

В таблице 2 представлена матрица факторных нагрузок для трех главных компонент, собственные значения которых превышают 1.

Полученные главные компоненты объясняют более 82,0 % вариации исходных данных (рисунок 2).

Таблица 2. Матрица факторных нагрузок (вращение методом Varimax normalized)

Показатель	Компонента		
	Первая	Вторая	Третья
X_1	–	–	–
X_2	0,742	–	–
X_3	0,966	–	–
X_4	–	–	0,975
X_5	–	–	0,979
X_6	–	0,870	–
X_7	–	0,859	–

Источник: таблица рассчитана автором. Значения факторных нагрузок менее 0,7 не показаны

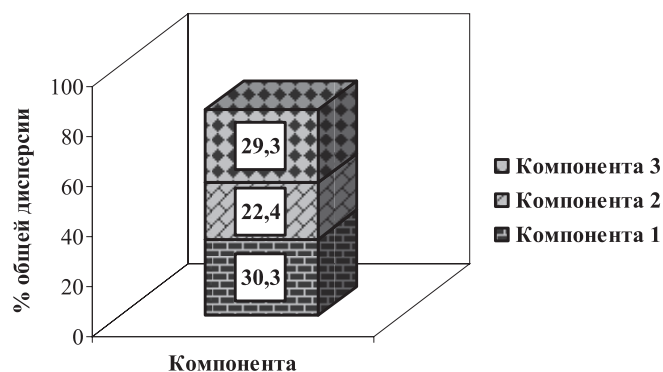


Рисунок 2. Вклад главных компонент в объяснение общей дисперсии признаков по сельскохозяйственному страхованию с государственной поддержкой

Вклад компонент в суммарную вариацию исходных данных существенно различается. Наиболее весомый вклад у 1-й компоненты – 30,3 % объясненной дисперсии. Эту компоненту можно охарактеризовать как «Площадь под застрахованными культурами». Она наиболее тесно связана с показателями X_2 и X_3 .

Вклад второй компоненты в объяснение общей дисперсии составляет 22,4 % и тесно связана со следующими показателями X_6 и X_7 . Ее можно оха-

рактеризовать как «Государственная поддержка сельскохозяйственного страхования».

Третья компонента – «Стоимость страхования», тесно связана с показателями X_4 и X_5 . Вклад данной компоненты в объяснение общей дисперсии составляет 29,9 %.

Проведем классификацию субъектов РФ, используя выделенные главные компоненты. В результате было получено два кластера (рисунок 3).

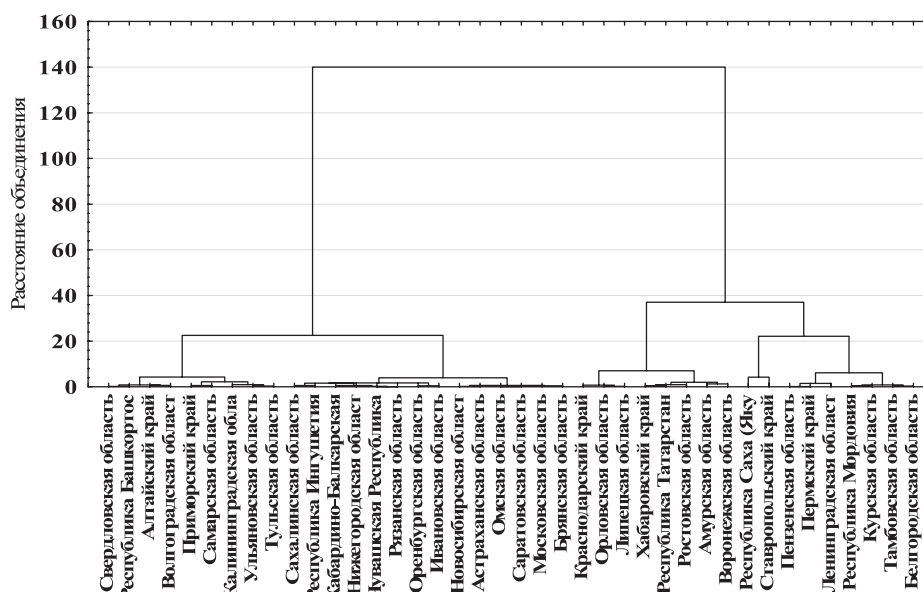


Рисунок 3. Кластеры субъектов РФ

Для характеристики каждого кластера были рассчитаны средние значения показателей, характеризующих состояние сельскохозяйственного страхо-

вания с государственной поддержкой в субъектах РФ (таблица 2).

Проверка нулевой гипотезы (H_0) о равенстве

Таблица 3. Средние значения показателей по кластерам субъектов РФ в 2016 г.

Показатели	Кластеры		Тест Левена	
	Первый	Второй	F	p-level
% площади под застрахованными культурами	12,5	1,9	11,9	0,0014
Площадь под застрахованными культурами на 1 хозяйство, га	5826,7	2813,7	10,7	0,0023
Уплаченная страхователем страховая премия на 1 га площади застрахованных культур, тыс. руб.	751,0	2180,5	8,4	0,0062
Выделено субсидий из бюджета РФ на сельскохозяйственное страхование, руб./га	69,0	18,1	10,2	0,0028

дисперсий для двух кластеров F-статистикой Левена показала, что значения межгрупповых дисперсий превышали значения внутригрупповых дисперсий при $p < 0,05$ по всем признакам. Целесообразность применения данного теста обусловлено тем, что он в отличие от F-критерия нечувствителен к требованию нормальности распределения исходных данных.

Проанализируем зависимость между % площа-

ди под застрахованными культурами и показателями-факторами, определяющими состояние сельскохозяйственного страхования с государственной поддержкой, построив уравнение пошаговой регрессии с исключением переменных как в целом по РФ, так и по каждому кластеру.

Для всей изучаемой совокупности субъектов РФ было получено следующее уравнение регрессии:

$$\hat{Y} = 3,364 - 0,00071X_5 + 0,104X_6; R^2 = 0,58; ESS = 759,1 \quad (8)$$

(t) (3,64) (-3,38) (6,702)

В скобках указаны расчетные значения t-критерия для проверки гипотезы о значимости коэффициентов полученного уравнения. Статистически значимыми оказались все коэффициенты полученного уравнения (8), так как превышают критическое значение t-критерия Стьюдента ($t_{табл(0,05;37)} = 2,026$) при 5%-ном уровне

значимости и 37 степенях свободы.

Для уравнения (1) критерий Фишера ($F_{(2;37)} = 25,593$) превышает табличное значение ($F_{табл(0,05;2;37)} = 3,252$), что свидетельствует о значимости уравнения в целом.

Для первого кластера было получено следующее уравнение регрессии:

$$\hat{Y}_{K1} = 12,389 - 0,0065X_5 + 0,072X_6; R^2 = 0,61, ESS_i = 176,0 \quad (9)$$

(t) (8,369) (-4,04) (3,98)

Статистически значимыми оказались все коэффициенты полученного уравнения (9), так как превышают критическое значение t-критерия Стьюдента ($t_{табл(0,05;14)} = 2,145$) при 5%-ном уровне значимости и 14 степенях свободы.

Для уравнения (2) критерий Фишера ($F_{(2;14)} = 11,139$) превышает табличное значение ($F_{табл(0,05;2;14)} = 3,739$), что свидетельствует о значимости уравнения в целом.

Для второго кластера уравнение регрессии имеет вид:

$$\hat{Y}_{K2} = 1,516 - 0,00001X_5 + 0,060X_6; R^2 = 0,42; ESS_i = 28,3 \quad (10)$$

(t) (4,118) (-3,486) (3,363)

Статистически значимыми оказались все коэффициенты полученного уравнения (10), так как превышают критическое значение t-критерия Стьюдента ($t_{табл(0,05;20)} = 2,086$) при 5%-ном уровне значимости и 20 степенях свободы.

($F_{табл(0,05;2;14)} = 3,493$), что свидетельствует о значимости уравнения в целом.

Используя критерий Чоу, проверим гипотезу о различии коэффициентов регрессии в полученных уравнениях (9) и (10), осуществляем статистикой Фишера $F_{факт} = 30,8$, где $F_{факт} > F_{табл(0,05;3;34)} = 2,883$.

Таким образом, для дальнейшего анализа вос-

пользуемся формулой (7), где Z – фиктивная переменная:

$$\begin{cases} 1, \text{ кластер 1} \\ 0, \text{ кластер 2} \end{cases} \quad (11). \quad \text{Уравнение регрессии будет иметь следующий вид:}$$

$$\hat{Y} = 1,497 - 0,00032X_5 + 0,0629X_6 + 10,839Z - 0,00615X_5Z + 0,00866X_6Z; R^2 = 0,89 \quad (12).$$

(t) (2,433) (-2,067) (2,034) (8,819) (-5,262) (0,258)

Статистически значимыми оказались все коэффициенты полученного уравнения (12), так как превышают критическое значение t -критерия Стьюдента ($t_{табл(0,05;34)} = 2,032$) при 5%-ном уровне значимости и 34 степенях свободы, кроме перед переменной X_6Z , которую можно исключить из полученной модели.

Для уравнения (12) критерий Фишера ($F_{(5;34)} = 54,913$) превышает табличное значение ($F_{табл(0,05;4;53)} = 2,494$), что свидетельствует о значимости уравнения в целом.

Обсуждение

Классификация субъектов РФ позволила констатировать наличие существенных различий по состоянию сельскохозяйственного страхования с государственной поддержкой в них.

Для первого кластера процент площади под застрахованными культурами в 6,6 раза выше по сравнению со вторым кластером. Площадь под застрахованными культурами на 1 хозяйство – 2,1 раза выше. Величина выделенных из федерального бюджета субсидий на сельскохозяйственное страхование в первом кластере превышает в 3,8 раза данный показатель, чем во втором кластере.

Все это свидетельствует о существенной дифференциации по рассматриваемым показателям между выделенными группами субъектов РФ. Следует отметить, что средняя величина процента площади под застрахованными культурами соответствует плановой величине утвержденной Минсельхозом РФ на 2016–2020 гг.

Низкие показатели сельскохозяйственного страхования с государственной поддержкой для второго кластера субъектов РФ свидетельствуют о снижении интереса к сельскохозяйственному страхованию, не только сельхозпроизводителей, но и органов управления в субъектах РФ, когда в сложившихся социально-экономических условиях они вынуждены сокращать затраты в данной сфере.

Невыполнение государством своих обязательств по компенсации 50 % страховой премии приводит к возникновению дебиторской задолженности у страховщиков, и те в свою очередь вынуждены уменьшать страховую выплату.

Кроме того, во многих субъектах РФ не осуществляется контроль за достоверностью сведений, содержащихся в договорах страхования. При этом со стороны уполномоченных органов исполнительной власти субъектов РФ имеет место халатность,

проявляющаяся в отсутствии актов сверок заключенных договоров страхования между страховщиком и страхователем. Проведенный анализ как раз и подтверждает данный факт. В субъектах, образующих второй кластер, уплаченная страхователем страховая премия на 1 га площади застрахованных культур почти в три раза превышает данный показатель в первом кластере. А именно от него зависит величина выделяемых субсидий из бюджетов всех уровней. Как результат – перерасход бюджетных средств, которые оседают у страховщиков.

Кроме того, в некоторых случаях данная халатность является преступной. Хищение денежных средств, выделяемых на субсидирование страховой премии в особо крупных размерах, имело место на территории Московской, Саратовской, Брянской, Нижегородской областей, Республики Башкортостан. И данный список можно продолжить. И это именно те субъекты РФ, которые входят во второй кластер. Участники преступных групп, которым предъявлены обвинения в совершении преступлений, предусмотренных ч. 4 ст. 174.1, ч. 4 ст. 159, ч. 4 ст. 158, ч. ч. 1, 2, 3 ст. 210 УК РФ, оформляли от имени сельхозпроизводителей документы и предоставляли их в органы исполнительной власти, чтобы создать фиктивные основания для последующего перечисления субсидий, а также заключали фиктивные договоры страхования урожая.

Выводы

Проведенное исследование позволило сформировать систему статистических показателей, характеризующих сельскохозяйственное страхование с государственной поддержкой. Использование метода главных компонент дало возможность провести классификацию субъектов РФ не по первоначальным показателям, а на основе главных компонент, объясняющих более 80,0 % вариации исходных данных, и между которыми отсутствует мультиколлинеарность.

Построение регрессионной модели с включением в нее фиктивной переменной подтвердило адекватность полученной многомерной группировки, т.к. добавление в уравнение фиктивной переменной существенно улучшило ее результаты.

Полученные результаты свидетельствуют о слабом интересе как сельхозпроизводителей, так и органов управления в субъектах РФ, к сельскохозяйственному страхованию. И здесь основополагающим условием является не констатация факта

Минсельхозом РФ, что бюджетные средства, выделяемые на сельскохозяйственное страхование, освоены в полном объеме, или рапорт председателя НСА, что рынок сельскохозяйственного страхования вырос в результате увеличения собранных

страховых премий, а прирост целевого индикатора – площади застрахованных сельскохозяйственных культур. Только в данном случае сельхозтоваропроизводители проявят интерес и будут заключать договоры сельскохозяйственного страхования.

Литература

1. Адамов, В.Е. Статистические методы исследования равномерности и ритмичности производства: дис... д-ра. экон. наук 08.00.12 / Адамов Владимир Евгеньевич. – Москва, 1968. – 250 с.
2. Айвазян, С.А., Иванова, С.С. Эконометрика / С.А. Айвазян, С.С. Иванова. – Москва: Маркет ДС, 2007. – 104 с.
3. Большая советская энциклопедия [Электронный ресурс] – Режим доступа: <http://slovari.yandex.ru/типология/БСЭ/Типология/> – (дата обращения: 02.11.2017)
4. Боровиков, В.П. Популярное введение в современный анализ данных в системе Statistica / В.П. Боровиков. – Москва: Горячая линия, 2013. – С. 155–128.
5. Дубров, А.М., Мхитарян, В.С., Трошин, Л.И. Многомерные статистические методы и основы эконометрики / А.М. Дубров, В.С. Мхитарян, Л.И. Трошин. – Москва: МЭСИ, 2003. – 79 с.
6. Дюрин, Б., Одел, П. Кластерный анализ / пер. с англ / Б. Дюрин, П. Одел. – Москва: Статистика, 1977. – 128 с.
7. Елисеева И.И., Курьшева С.В. Фиктивные переменные в анализе данных / И.И. Елисеева, С.В. Курьшева // Социология: методология, методы, математическое моделирование. – 2010. – № 30. – С. 43–63.
8. Крылов, С.О. О показателях концентрации промышленного производства / С.О. Крылов // Вестник статистики. – 1974. – № 9. – С. 62–65.
9. Носов, В.В. Организационно-экономический механизм устойчивого развития сельскохозяйственного производства (теория и практика) / В.В. Носов. – Саратов: Изд-во Саратов. ун-та, 2005. – 236 с.
10. Розин, Б.Б. Теория распознавания образов в экономических исследованиях / Б.Б. Розин. – Москва: Статистика, 1973. – 224 с.
11. Типология российских регионов / Б. Бутс, С. Дробышевский, О. Кочеткова и др. – Москва: ИЭПП, 2002. – 495 с.
12. Толмачев, М.Н., Носов, В.В. Типология регионов России по состоянию и развитию сельского хозяйства / М.Н. Толмачев, В.В. Носов // Научное обозрение. – 2012. – № 1. – С. 188–198.
13. Chow, G.C. Test of equality between sets of coefficients in two linear regressions / G.C. Chow // *Econometrica*. – 1960. – Vol. 28. – Vol. 3. – pp. 591–605.