

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/328465141>

# АНАЛИЗ ГЛАВНЫХ КОМПОНЕНТ РОСТОВЫХ ПРИЗНАКОВ ЮЖНОЙ МЯСНОЙ ПОРОДЫ СКОТА // Știința agricolă, nr. 1 (2018) (126–131)

Article · June 2018

CITATION

1

READS

15

3 authors, including:



[Sergey Kramarenko](#)

Mykolayiv State Agrarian University

82 PUBLICATIONS 104 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



[Alexander S Kramarenko](#)

Mykolayiv State Agrarian University

45 PUBLICATIONS 11 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:



АНАЛИЗ АССОЦИАЦИИ МЕЖДУ МАРКЕРАМИ STR-ЛОКУСОВ И ВОСПРОИЗВОДИТЕЛЬНЫМИ КАЧЕСТВАМИ СВИНОМАТОК КРУПНОЙ БЕЛОЙ ПОРОДЫ [View project](#)

УДК 636.2.033.082.12

## АНАЛИЗ ГЛАВНЫХ КОМПОНЕНТ РОСТОВЫХ ПРИЗНАКОВ ЮЖНОЙ МЯСНОЙ ПОРОДЫ СКОТА

*Александр КРАМАРЕНКО, Наталия КУЗЬМИЧЕВА, Сергей КРАМАРЕНКО*  
*Николаевский национальный аграрный университет, г. Николаев, Украина*

**Abstract.** The relationships between live weight and age of 232 heifers of Southern Meat cattle breed were studied using Principal Component Analysis (PCA). Weights at birth (BW), weaning (WW) and at 12 (W12), 15 (W15), 18 (W18) and 24 (W24) months of age were studied. Most of the pairwise phenotypic correlations among the weights in beef cattle were positive and significant. The first principal component (PC1) explained 52.6% total variation. It was represented by significant positive loadings for W12, W15, W18 and W24. The second principal component (PC2) accounted for an additional 21.3% of the generalized variance and was represented by significant loadings for M0 and WW. Multivariate analysis can be used to estimate principal components for developing economic weights and accurate indices important in beef selection.

**Key words:** Heifers; Southern Meat cattle breed; Body weight; Age; Mathematical models; Principal Component Analysis.

**Реферат.** Используя Анализ Главных Компонент (АГК), была исследована взаимосвязь между живой массой и возрастом 232 телок южной мясной породы. Для анализа были использованы показатели живой массы при рождении (M0), при отъеме (MW), в возрасте 12 (M12), 15 (M15), 18 (M18) и 24 (M24) месяца. Большая часть коэффициентов фенотипической корреляции среди животных были достоверными и имели позитивный знак. Первая Главная Компонента (PC1) описывает 52,6% суммарной изменчивости. Она характеризуется достоверными позитивными нагрузками для M12, M15, M18 и M24. Вторая Главная Компонента (PC2) описывает 21,3% обобщенной вариации и представлена нагрузками для M0 и MW. Методы многомерного анализа могут быть использованы для оценки Главных Компонент, используемых в качестве экономических весов и более аккуратных индексов, играющих важную роль в селекции мясного скота.

**Ключевые слова:** Телки; Южная мясная порода скота; Живая масса; Возраст; Математические модели; Анализ Главных Компонент.

### ВВЕДЕНИЕ

Математический анализ (в т.ч. методы математического моделирования) активно используется в различных отраслях животноводства, например, для описания динамики живой массы с возрастом (кривые роста живой массы), динамики продуцирования молока в течение лактации (лактационные кривые) и динамики яичной продуктивности (кривые яичной продуктивности). Однако в большинстве случаев такие модели выполняют чисто описательную функцию, а для коэффициентов, рассчитанных на их основе, часто отсутствует какая-либо связь с биологическими процессами, лежащими в основе механизмов формирования соответствующих признаков и свойств сельскохозяйственных животных (Гиль, М.И., Крамаренко, С.С. 2008).

При использовании методов многомерного анализа каждая особь представляет собой точку в  $n$ -мерном пространстве, где  $n$  – число использованных признаков (например, живая масса в разном возрасте), между которыми часто существует значительная интеркорреляция. Однако в последние годы появился ряд работ, в которых предложено использование многомерных методов анализа – Анализа Главных Компонент (АГК) или Факторного Анализа (ФА) – для изучения особенностей ростовых процессов (прежде всего, в отношении живой массы) различных пород мясного скота, их помесей с зебу и буйволов (Baker, J.F. et al. 1988; Mascioli, A.D.S. et al. 2000; DeSouza, J.C. et al. 2007; Souza, J.C. et al. 2010; Souza Dantas Muniz, C.A.D. et al. 2014).

Основной целью этих методов является снижение размерности для многомерной матрицы исходных данных. В результате проведения таких анализов получают небольшое число (чаще всего, две-три) новых переменных (т.н., *латентные переменные*), которые не могут быть получены при непосредственном исследовании объектов, но имеют очень высокий уровень корреляции с фактическими признаками и являются их линейными комбинациями. Кроме того, эти новые переменные являются ортогональными друг к другу (то есть, между ними отсутствует корреляция) и описывают в сумме существенную (чаще всего 50-70%) долю изменчивости (ко)вариационной матрицы исходных признаков (Шебанін, В.С. та ін. 2008).

Южная мясная порода была создана в результате объединения генетического материала таких пород, как красная степная, шортгорн, санта-гертруда, герефорд, шароле и кубинский зебу. Она – единственная порода в Украине и на Европейском континенте, сформированная путем межвидовой гибридизации (Вдовиченко, Ю.В. та ін. 2012; Крамаренко, О.С. 2017). В настоящее время идет активный поиск механизмов, которые лежат в основе повышения мясной продуктивности данной породы, в том числе и на основе использования молекулярно-генетических маркеров (Крамаренко, А.С. и др. 2015а; Крамаренко, А.С. и др. 2015б), а также использование процедуры BLUP для оценки племенной ценности быков-производителей (или линий, к которым они относятся) (Крамаренко, О.С. 2013а; Крамаренко, О.С. 2013б).

Основная цель данного исследования – с помощью АГК на основе матрицы показателей живой массы телок южной мясной породы в различные возрастные периоды получить латентные переменные (Главные Компоненты) и предоставить их интерпретацию; проанализировать влияние гено- и паратипического факторов на характер изменчивости этих латентных переменных.

### МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ

Материалом для исследования были данные племенного учета 232 телок южной мясной породы, которые содержались в ГПОХ «Асканийское» (Херсонская область, Украина). Для каждого животного были использованы показатели живой массы при рождении (M0), при отъеме (MW), в возрасте 12 (M12), 15 (M15), 18 (M18) и 24 (M24) месяца.

Все исходные данные были предварительно стандартизированы:

$$z_i = \frac{X_i - \bar{X}}{s}, \quad (1)$$

где  $X_i$  – значение определенного признака  $i$ -го животного;  $\bar{X}$  – выборочное среднее арифметическое значение;  $s$  – выборочное среднее квадратическое отклонение. После данной процедуры все признаки имели среднее арифметическое равное 0 и дисперсию (т.е.,  $\sigma^2$ ) равную 1.

Животные принадлежали к четырем линиям южной мясной породы (Идеала 133, Локшера 302, Сигнала 475 и Санила 8) и были рождены в период 1990-2004 гг.

Все расчеты были проведены с помощью пакета прикладных программ STATISTICA v. 6, в т.ч. модуля «Factor Analysis» (Факторный анализ) (Халафян, А.А. 2007).

Для проведения дальнейшего анализа все животные были разделены на две группы на основе оценок их факторных меток (*factor scores*), полученных как для первой (PC1), так и для второй (PC2) Главных Компонент. В группу 1 вошли животные, имевшие оценки факторных меток ниже 0, в группу 2 – с оценками 0 и больше. Таким образом, было сформировано четыре группы – G11, G12, G21 и G22.

### РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЯ

Данные, которые характеризуют ростовые процессы телок южной мясной породы не могут рассматриваться как независимые, поскольку для них отмечается существенная интеркорреляция (табл. 1).

**Таблица 1.** Коэффициенты корреляции между показателями живой массы телок южной мясной породы в разные возрастные периоды

	Признаки				
	MW	M12	M15	M18	M24
M0	0,243***	-0,057	-0,154*	-0,234***	-0,154*
MW		0,359***	0,251***	0,172**	0,214***
M12			0,738***	0,626***	0,500***
M15				0,780***	0,590***
M18					0,778***

Примечание: \* -  $p < 0,05$ ; \*\* -  $p < 0,01$ ; \*\*\* -  $p < 0,001$ .

Таким образом, для анализа таких данных лучше подходят многомерные статистические методы, а именно, АГК. Полученные после проведения данного анализа результаты, а именно, факторные нагрузки (*factor loadings*), которые представляют собой корреляцию между соответствующими Главными Компонентами и исходными признаками, приведены в таблице 2.

В целом, первые две Главные Компоненты описывают около 74% изменчивости (ко)вариационной матрицы признаков живой массы телок южной мясной породы в разные возрастные периоды.

Первая Главная Компонента (PC1) описывает 52,6% суммарной изменчивости и характеризуется высокими позитивными нагрузками для признаков живой массы телок в возрасте 12-24 мес. Таким образом, она может быть интерпретирована, как «живая масса на откорме».

Вторая Главная Компонента (PC2) описывает 21,3% изменчивости (ко)вариационной матрицы исходных признаков и характеризуется высокими позитивными нагрузками для живой массы телок южной мясной породы от рождения до отъема. Таким образом, она может быть интерпретирована, как «живая масса до отъема».

Уравнение, используемое для расчета факторных меток для PC1 имеет вид:

$$PC1 = -0,63M0 + 0,119MW + 0,261M12 + 0,282M15 + 0,287M18 + 0,219M24; \quad (2)$$

для PC2:

$$PC2 = 0,637M0 + 0,573MW + 0,137M12 - 0,016M15 - 0,136M18 - 0,079M24. \quad (3)$$

Отмечается существование четырех типов стратегии увеличения живой массы телок южной мясной породы на основе комбинации групп в отношении PC1 и PC2 (рис. 1). Особи, входящие в группу G11, характеризуются низкими оценками живой массы от рождения до 24-месячного возраста. Для особей группы G12 характерны очень высокие показатели живой массы при рождении, но в дальнейшем она снижается и такие телки в возрасте 12-24 мес. практически не отличаются от животных группы G11.

**Таблица 2.** Факторные нагрузки для первых двух Главных Компонент (ко)вариационной матрицы признаков живой массы телок южной мясной породы в разные возрастные периоды

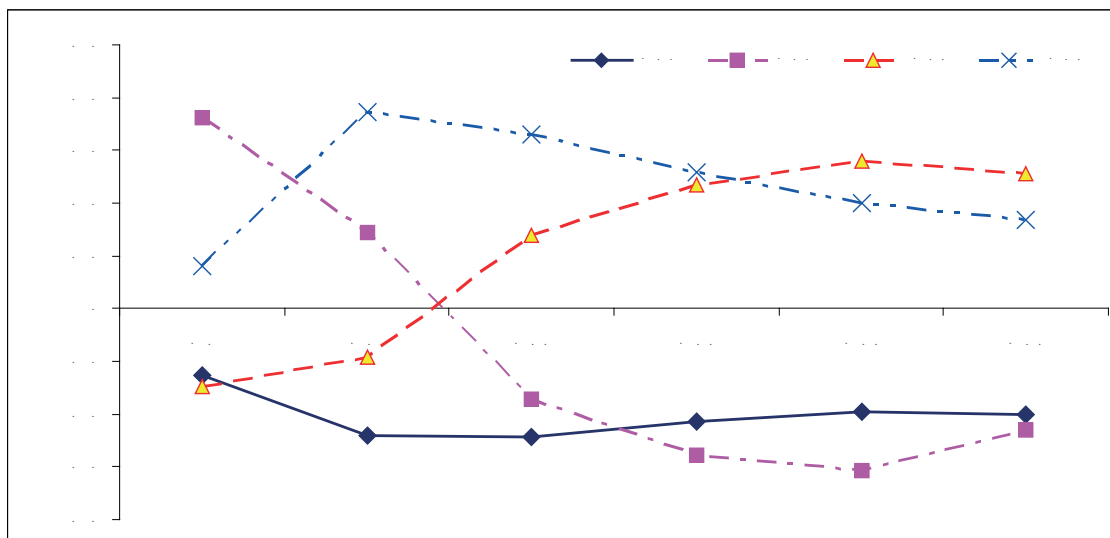
Признаки	Главные Компоненты	
	PC1	PC2
M0	-0,199	<b>0,817</b>
MW	0,376	<b>0,734</b>
M12	<b>0,827</b>	0,175
M15	<b>0,893</b>	-0,020
M18	<b>0,910</b>	-0,174
M24	<b>0,816</b>	-0,101
Доля изменчивости, %	52,6	21,3

Примечание. Полу жирным курсивом выделены факторные нагрузки для признаков, которые вносят наибольший вклад в интерпретацию Главных Компонент.

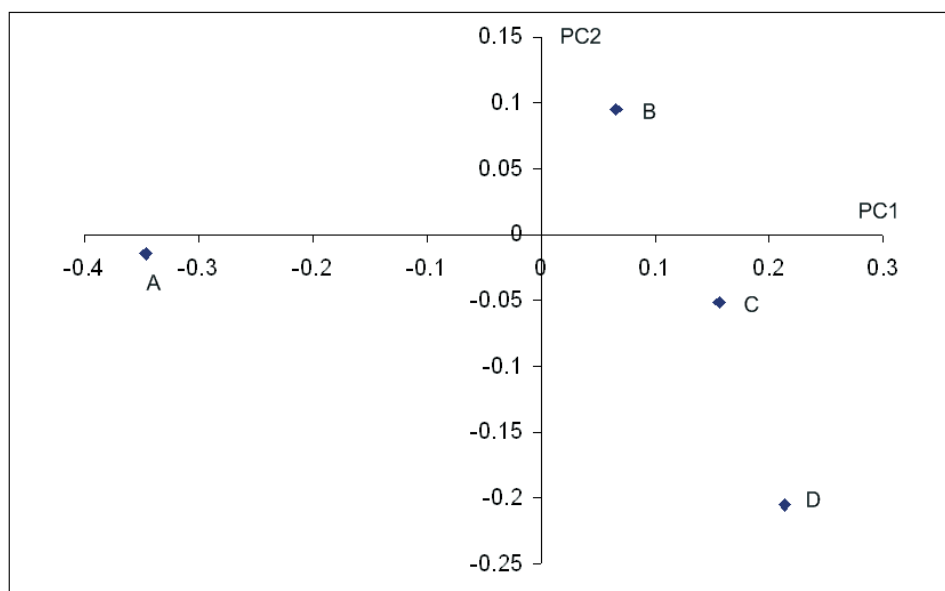
Для животных, входящих в группу G21, напротив, отмечаются низкие значения живой массы при рождении и отъеме, но значительное повышение данного признака в возрасте 12-24 мес. Наконец, телки группы G22 характеризуются высокими значениями живой массы (особенно, при отъеме).

Для животных разного происхождения (т.е., разных линий), отмечены достоверные отличия в отношении PC1 ( $F = 2,87$ ;  $df_1 = 3$ ;  $df_2 = 226$ ;  $p = 0,037$ ), хотя в отношении PC2 отличия выявлены не были ( $F = 0,90$ ;  $df_1 = 3$ ;  $df_2 = 226$ ;  $p = 0,442$ ). В пространстве первых двух Главных Компонент животные, принадлежащие к линии Идеала 133, четко обособлены от остальных в отношении PC1, т.е., характеризуются самыми низкими оценками живой массы в возрасте 12-24 мес. (рис. 2).

Кроме генотипического влияния на оценки факторных меток в отношении первых двух Главных Компонент, также было установлено влияние на них года рождения телок (для PC1:  $F = 9,80$ ;  $df_1 = 14$ ;  $df_2 = 215$ ;  $p < 0,001$ ; для PC2:  $F = 10,22$ ;  $df_1 = 14$ ;  $df_2 = 215$ ;  $p < 0,001$ ). За 15-летний период наблюдений имеет место достоверная тенденция к повышению оценок PC1, т.е., живой массы телок на откорме (коэффициент ранговой корреляции Спирмена:  $R_s = 0,416$ ;  $p < 0,001$ ), однако при этом отмечается достоверная тенденция к снижению оценок PC2, т.е., живой массы до отъема (коэффициент ранговой корреляции Спирмена:  $R_s = -0,542$ ;  $p < 0,001$ ) (рис. 3).



**Рисунок 1.** Динамика живой массы телок южной мясной породы различных групп (G11, G12, G21 и G22), выделенных на основе факторных меток в отношении PC1 и PC2

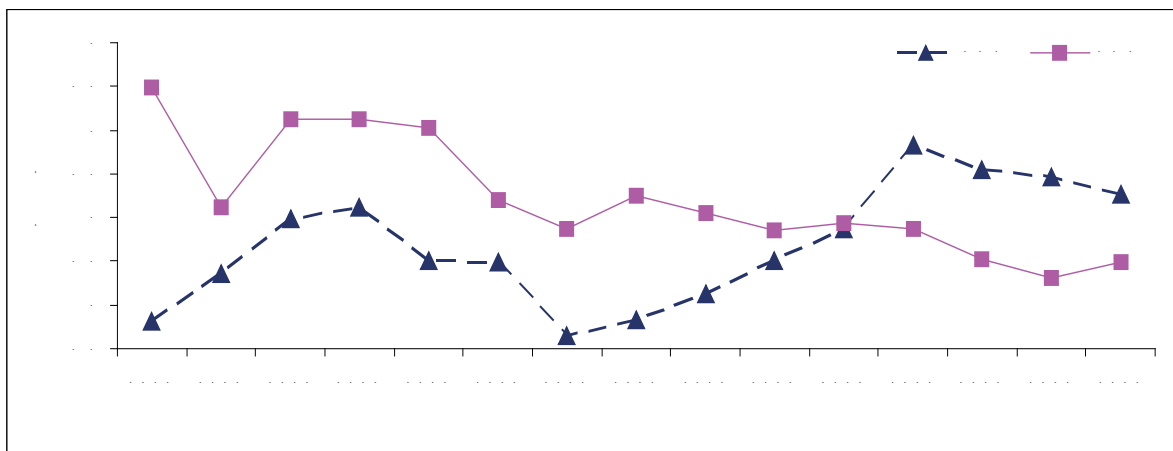


**Рисунок 2.** Распределение центроидов групп телок южной мясной породы разных линий в пространстве первых двух Главных Компонент: A – Идеала 133; B – Локшера 302; C – Сигнала 475; D – Санила 8

При использовании АГК для анализа живой массы от рождения до 24-месячного возраста скота Sanchim (помесь европейской породы Шароле и Индо-Бразильского зебу) было обнаружено, что первые две Главные Компоненты описывают 74% и 14% суммарной изменчивости, соответственно (Mascioli, A.D.S. et al. 2000). При этом, вклад в интерпретацию PC1 показателей живой массы повышался с увеличением возраста животных, тогда как PC2 разделяла животных с высокой массой при отъеме, но низкой в возрасте 24 мес. и, наоборот, низкой при отъеме, но высокой – в возрасте 24 мес. Практически аналогичные результаты были получены и для мясных пород скота (Ангус, Симментал, Лимузин), а также их помесей с зебу (Souza, J.C. et al. 2010).

В работе (DeSouza, J.C. et al. 2007) первые две Главные компоненты описывали, соответственно, 48% и 23% суммарной изменчивости исходной матрицы признаков живой массы буйволов от рождения до 24 мес. возраста, что соответствует полученным и нами результатам. При этом, в интерпретацию PC1 наибольший вклад вносили, с одной стороны, значения живой массы буйво-

лов в старшие возрастные периоды (с отрицательным знаком), а с другой стороны, живая масса от рождения до отъема (с положительным знаком). PC2 в большей степени была связана с живой массой животных при отъеме.



**Рисунок 3.** Динамика средних значений факторных меток для PC1 и PC2 для телок южной мясной породы разного года рождения

Используя результаты, полученные с помощью многомерного АГК для мясных пород скота, можно четко выделить существование двух основных (и отчасти независимых) периодов роста живой массы: первый отхватывает интервал от рождения до отъема, а второй – от отъема до 24 мес. Также, существенную роль в формировании изменчивости живой массы животных могут играть и паратипические факторы, как например, сезон рождения (Souza, C.A.D. et al. 2014).

Таким образом, методы многомерно анализа могут быть использованы для оценки Главных Компонент, используемых в качестве экономических весов и более аккуратных индексов, играющих важную роль в селекции мясного скота (Souza, J.C. et al. 2010).

## ВЫВОДЫ

Проведенными исследованиями установлено, что Анализ Главных Компонент (АГК) позволяет выявить два основных (и отчасти независимых) периода роста живой массы телок южной мясной породы: первый отхватывает интервал от рождения до отъема, а второй – от отъема до 24 мес. На значения факторных меток для каждого животного оказывали достоверное влияния как их происхождение (для PC1), так и год рождения (для PC1 и PC2). Показано, что использование многомерных методов анализа позволяет получить более детальную информацию в отношении особенностей процессов роста телок южной мясной породы от рождения до возраста 24 мес.

Работа выполнена в рамках госбюджетной тематики Министерства образования и науки Украины (номер государственной регистрации 0117U000485).

## БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. ВДОВИЧЕНКО, Ю.В. та ін. (2012). М'ясне скотарство в степовій зоні України. Нова Каховка. 307 с. ISBN 978-966-1550-13-0.
2. ГИЛЬ, М.І., КРАМАРЕНКО, С.С. (2008). Генетико-математичне моделювання кількісних ознак у тваринництві: огляд. В: Вісник Сумського національного аграрного університету: Серія «Тваринництво», № 10, с. 49-55. ISSN 2518-1246.
3. КРАМАРЕНКО, А.С. и др. (2015а). Анализ связи полиморфизма гена гормона роста (bGH) с ростовыми признаками коров южной мясной породы. В: Науково-технічний бюлетень, вип. 113, с.112-119. ISSN 2312-8402.
4. КРАМАРЕНКО, А.С. и др. (2015б). Генетический полиморфизм гена гормона роста (bGH) южной мясной породы скота. В: Вісник Сумського національного аграрного університету. Серія «Тваринництво», Вип. 2, с. 51-55. ISSN 2518-1246.



5. КРАМАРЕНКО, О.С. (2013а). Аналіз динаміки живої маси корів південної м'ясної породи різних типів методом BLUP. В: Вісник аграрної науки Причорномор'я, Вип. 4 (75), Т. 2, Ч. 1, с. 121-128. ISSN 2313-092X.
6. КРАМАРЕНКО, О.С. (2013б). Племінна цінність бугаїв-плідників південної м'ясної породи різних типів методом BLUP. В: Таврійський науковий вісник, №. 85, с.141-144. ISSN 2226-0099.
7. КРАМАРЕНКО, О.С. (2017). Оцінювання генетичної структури та прогнозування продуктивності тварин південної м'ясної породи за ДНК-маркерами: монографія. Миколаїв. 166 с. ISBN 978-617-534-453-8.
8. ХАЛАФЯН, А.А. (2007). STATISTICA 6. Статистический анализ данных. Москва. 512 с. ISBN 978-5-9518-0215-6.
9. ШЕБАНІН, В.С. та ін. (2008). Аналіз структури популяцій. Миколаїв. 240 с. ISBN 978-966-8205-46-0.
10. BAKER, J.F. et al. (1988). Multiple regression and principal components analysis of puberty and growth in cattle. In: Journal of Animal Science, vol. 66(9), pp. 2147-2158. Online ISSN 1525-3163.
11. DESOUZA, J.C. et al. (2007). Evaluation of development traits of beef buffalo in Brazil using multivariate analysis. In: Italian Journal of Animal Science, vol. 6(suppl. 2), pp. 321-324. Print ISSN 1594-4077.
12. MASCIOLI, A.D.S. et al. (2000). Estimativas de parametros geneticos e fenotipicos e analise de componentes principais para caracteristicas de crescimento na raza Canchim. In: Revista Brasileira de Zootecnia, vol. 29(6), pp. 1654-1660. Online ISSN 1806-9290.
13. SOUZA J.C. et al. (2010). Estimativa das distancias geneticas e componentes principais em bovinos de corte no Brasil. In: Archivos de Zootecnia, vol. 59(228), pp. 479-485. ISSN 0004-0592.
14. SOUZA DANTAS MUNIZ, C.A.D. et al. (2014). Analise de componentes principais para caracteristicas de crescimento em bovinos de corte. In: Semina: Ciencias Agrarias, vol. 35(3), pp. 1569-1576. E-ISSN 1679-0359.

Data prezentării articolului: 02.04.2018

Data acceptării articolului: 03.06.2018