

СБАЛАНСИРОВАННЫЙ РОСТ ДЕНЕЖНОЙ МАССЫ В КАЗАХСТАНЕ: 1994-2018

СЕИТ ЕСИЛБАЕВИЧ КЕРИМКУЛОВ (ORCID 0000-0001-6387-5101)¹,
ЖАНАР САГИДУЛЛАЕВНА АЛИМОВА (ORCID 0000-0002-6115-5941),¹
ЖАНАТ МУХАМЕТЖАНКЫЗЫ БУЛАКБАЙ (ORCID 0000-0002-3742-6756)¹

¹ Евразийский национальный университет имени Л.Н. Гумилева

Аннотация. В работе исследуются вопросы классификации стохастической ежемесячной динамики денежной массы в Казахстане на 1994-2018 гг. в национальной валюте по критериям структурных и поведенческих характеристик агрегированных агентов финансового сектора страны. Используются интервалы времени стохастических циклов, номинальная и предельная структура, а также центр экономической массы движущейся силы денежной массы. Даны экономический анализ поведенческих характеристик всех фаз роста и коррекции денежной массы.

Ключевые слова: денежная масса, рост, поведение, классификация, структура, индикатор.

Известно, что широкий круг обзора использования экономико-математических моделей для решения многих прикладных задач как фондовых рынков, так и экономического роста реального и финансового сектора приведены в работах [1-9], в частности модели среднего с постоянной мерой рассеивания [1], методологии разностных уравнений [2], модели актуарных платежей [3], эконометрическое моделирование [4], модели функции условного ожидания [5-7], а также оценки негативных последствий роста [8] и финансов [9].

В данной работе на основе вышеизложенных исследований будем классифицировать стохастическую динамику денежной массы в Казахстане на основе статистических данных Национального банка Республики Казахстан [10] как по структурным характеристикам – траектории сбалансированного роста, так и по поведенческим характеристикам – це-

Abstract. We study the classification of stochastic monthly broad money dynamics in Kazakhstan for 1994-2018 in national currency according to the criteria of structural and behavioral characteristics of the aggregated agents of the country's financial sector. The time intervals of the stochastic cycles, the nominal and limiting structure, as well as the center of the economic mass of the moving force of the broad money are used. An economic analysis of the behavioral characteristics of all phases of growth and correction of the broad money is given.

Keywords: broad money, growth, behavior, classification, structure, indicator.

левые траектории агрегированных агентов финансового сектора.

Для построения траектории сбалансированного роста необходимо построить ряд структур, для начала идентифицируем периоды полных стохастических циклов, например, с помощью числа Фибоначчи на уровнях 34; 55; 89; 144; 233 на основе образовавшейся ежемесячной динамики денежной массы в Казахстане за период 1994-2018 гг. в национальной валюте – тенге.

Далее используя источник [10] статистические данные ежемесячного наблюдения денежной массы в Казахстане (далее – y_{t+T} , см. рис. № 1, обозначенные в виде окружности, млрд. тенге) перенумеруем последовательность времени $t+T$ как последовательность групп интервалов времени $(\overline{t+T})_{y_{t+T}}$ по нижеследующей формуле (1):

$$(t+T)_{y_{t+T}} = \frac{\text{СУММПРОИЗВ}(j; y_j)}{\text{СУММПРОИЗВ}(1; y_j)}, j = \overline{t+1, t+T}. \quad (1)$$

Тогда, ранжируя значения (1) по уровням Фибоначчи 34,55, 89, 144 и 233, получим перегруппированных Интервалов времени стохастических циклов (далее – $(t + T)_{y_{t+T}}$), характеризующие полных стохастических циклов динамики y_{t+T} состоящих из пяти интервалов времени $(t + T)_{y_{t+T}} = 34; 55; 89; 144; 233$, действительно, на основе расчетов по формуле (1) имеем:

$$\begin{aligned} (1994 \text{ Q1}; 1998 \text{ Q2})_{y_{t+T}} &= 33.72 < 34, \\ (1998 \text{ Q3}; 2000 \text{ Q4})_{y_{t+T}} &= 54.29 < 55, \\ (2001 \text{ Q1}; 2004 \text{ Q1})_{y_{t+T}} &= 88.80 < 89, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (2004 \text{ Q2}; 2008 \text{ Q3})_{y_{t+T}} &= 143.74 < 144 \text{ и} \\ (2008 \text{ Q4}; 2018 \text{ Q3})_{y_{t+T}} &= 232.63 < 233. \end{aligned}$$

Также, будем строить Номинальную структуру денежной массы в Казахстане (далее – \hat{y}_{t+T}) как среднее значение наблюдения y_{t+T} на интервалах времени $(t + T)_{y_{t+T}}$ по нижеследующей формуле (2), отметим, что значения \hat{y}_{t+T} образует некую экономическую массу движущейся силы y_{t+T} как по всей (1994 Q1; 2018 Q3) так и по пяти интервалов времени $(t + T)_{y_{t+T}}$:

$$\hat{y}_{t+T} = \begin{cases} \text{СРЗНАЧ}(y_{t+T}), t + T = \overline{1994 \text{ Q1}; 1998 \text{ Q2}}, \\ \text{СРЗНАЧ}(y_{t+T}), t + T = \overline{1998 \text{ Q3}; 2000 \text{ Q4}}, \\ \text{СРЗНАЧ}(y_{t+T}), t + T = \overline{2001 \text{ Q1}; 2004 \text{ Q1}}, \\ \text{СРЗНАЧ}(y_{t+T}), t + T = \overline{2004 \text{ Q2}; 2008 \text{ Q3}}, \\ \text{СРЗНАЧ}(y_{t+T}), t + T = \overline{2008 \text{ Q4}; 2018 \text{ Q3}}. \end{cases} \quad (2)$$

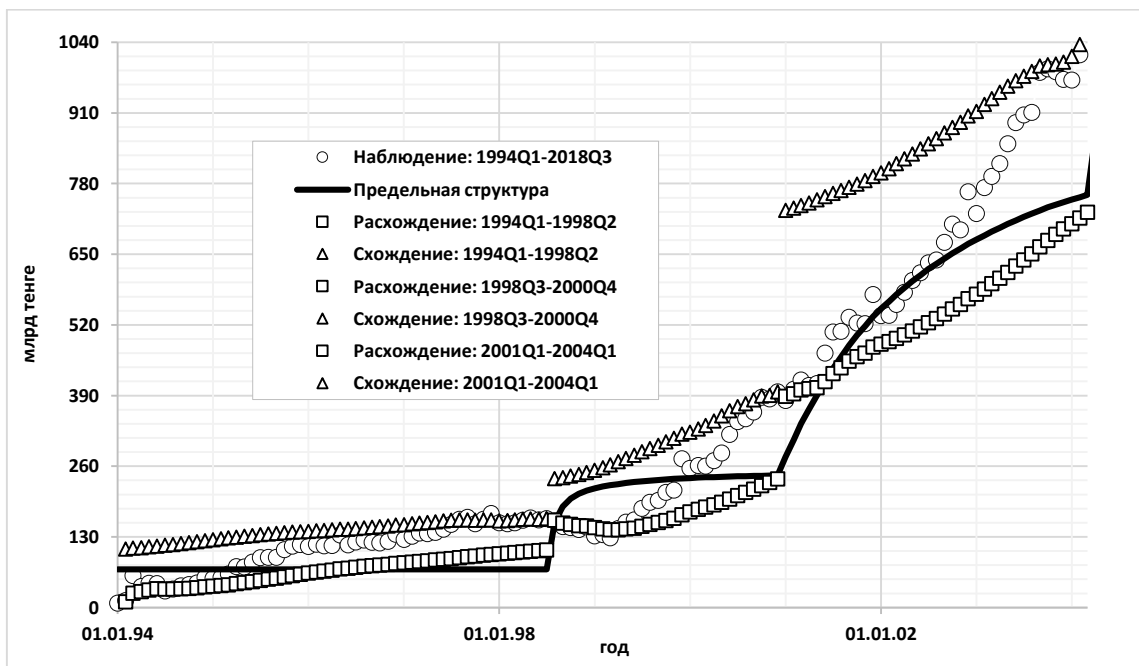


Рис. 1 Результаты классификации динамики развития денежной массы, млрд. тенге 1994Q1-2004Q1: предельная структура, индикаторы расхождения и схождения

Источник: Составлен автором на статистических данных [10]

Далее определим Центр экономической массы (далее – \bar{y}_{t+T}) движущейся силы y_{t+T} по номинальной структуре \hat{y}_{t+T} на все времена наблюдения

(1994 Q1; 2018 Q3) как свешанное среднее значения \hat{y}_{t+T} с весом y_{t+T} с центром $t = y_{1995}$ (см. (3)):

$$\bar{y}_{t+T} = \frac{\text{СУММПРОИЗВ}(y_{t+T}; \hat{y}_{t+T})}{\text{СУММПРОИЗВ}(1_{t+T}; y_{t+T})} \quad t = 1998\text{Q2} \quad t + T = \overline{1994\text{Q1}; 2018\text{Q3}} \quad (3)$$

Откуда имеем возможность построить и измерить характеристики Предельной структуры (далее – \tilde{y}_{t+T} – траектория сбалансированного роста денежной массы в Казахстане, см. рис. № 1 и № 3, сплошная линия) движущейся силы y_{t+T} по структуре центра экономической массы \bar{y}_{t+T} как эконометрическая модель стати-

стических данных наблюдения денежной массы в Казахстане y_{t+T} по факторному признаку \bar{y}_{t+T} – центр экономической массы движущейся силы y_{t+T} , а результаты оценки параметров по методу наименьших квадратов приведены в (4):

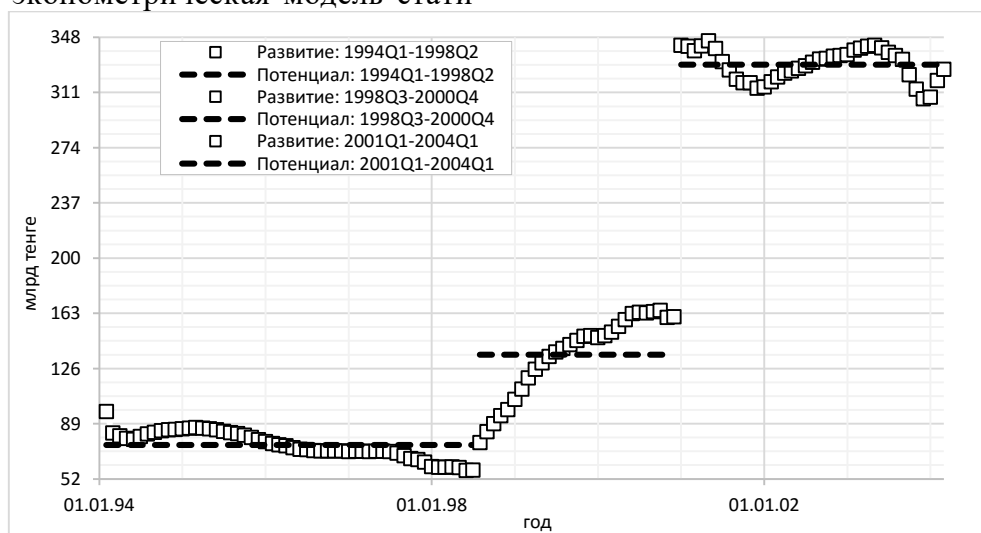


Рис. 2 Результаты системного исследования: потенциал и динамика развития денежной массы, млрд. тенге, 1994Q1-2004Q1

Источник: Составлен автором на статистических данных [10]

$$\tilde{y}_{t+T} = -82.2006 + 1.4154\bar{y}_{t+T}, \quad t = 1994Q1, \quad R^2 = 0.9383 \quad (128.209) \quad (0.021) \quad T = 0,1, \dots, 294. \quad (4)$$

Теперь построим ряд индикаторов целевых траектории агентов национальной экономики, начнем с индикатора Расхождения статистических данных наблюдения денежной массы в Казахстане (далее – $y_{t+T}^{\text{Расхождение}}$, см. рис. № 1 и № 3, квадратным маркером) по предельной структуры

движущейся силы y_{t+T} на интервалах времени стохастических циклов $(t + \bar{T})_{y_{t+T}}$ как свешанное среднее значения y_{t+T} с весом \tilde{y}_{t+T} с фиксированным начальным временем суммирования при t (см. (5)):

$$y_{t+T}^{\text{Расхождение}} = \frac{\text{СУММПРОИЗВ}(\tilde{y}_{t+T}; y_{t+T})}{\text{СУММПРОИЗВ}(1_{t+T}; \tilde{y}_{t+T})} \quad t = \text{фиксировано} \quad t + T = (t, t + \bar{T})_{y_{t+T}}. \quad (5)$$

Далее построим индикатор Схождения статистических данных денежной массы в Казахстане (далее – $y_{t+T}^{\text{Схождение}}$, см. рис. № 1 и № 3, треугольным маркером) по предельной структуре движущейся силы y_{t+T} на интервалах времени стоха-

стических циклов $(t + \bar{T})_{y_{t+T}}$ как свешанное среднее значения y_{t+T} с весом \tilde{y}_{t+T} с фиксированным конечным временем суммирования при T (см. (6)):

$$y_{t+T}^{\text{Схождение}} = \frac{\text{СУММПРОИЗВ}(\tilde{y}_{t+T}; y_{t+T})}{\text{СУММПРОИЗВ}(1_{t+T}; \tilde{y}_{t+T})} \quad t + T = (t, t + \bar{T})_{y_{t+T}} \quad T = \text{фиксировано}. \quad (6)$$

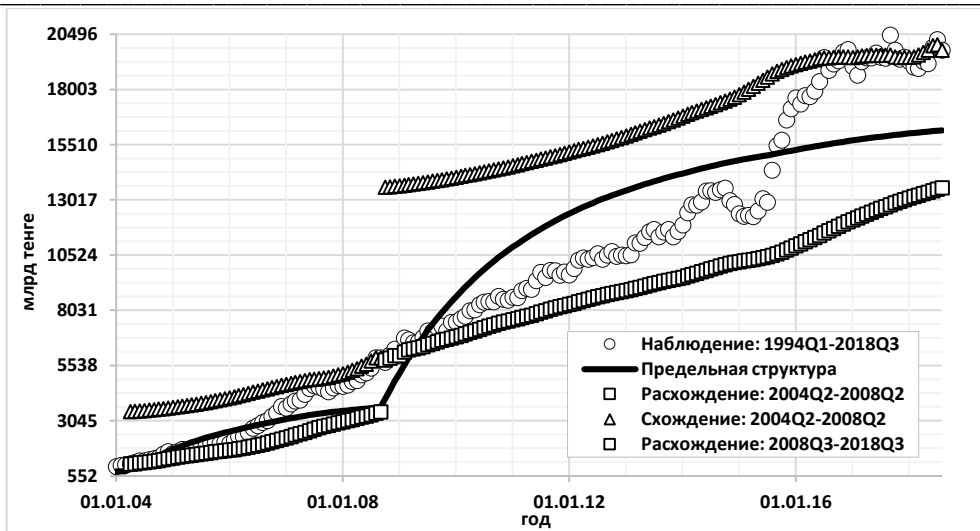


Рис. 3 Результаты классификации динамики развития денежной массы, млрд. тенге 2004Q2-2018Q3: предельная структура, индикаторы расхождения и схождения

Источник: Составлен автором на статистических данных [10]

Также построим индикатор Развитие статистических данных наблюдения денежной массы в Казахстане (далее – $y_{t+T}^{\text{Развитие}}$, см. рис. № 2 и № 4, квадратным маркером) как разность Схождения и

$$y_{t+T}^{\text{Развитие}} = y_{t+T}^{\text{Схождение}} - y_{t+T}^{\text{Расхождение}}, t + T = \overline{(t, t + T)}_{y_{t+T}} \quad (7)$$

В заключение построим индикатор Потенциал статистических данных наблюдения денежной массы в Казахстане (далее – $y_{t+T}^{\text{Развитие}}$, см. рис. № 2 и № 4, пунктирная линия) как среднее значение

Расхождения движущейся силы y_{t+T} на интервалах времени стохастических циклов $\overline{(t + T)}_{y_{t+T}}$ (см. (7)):

индикатора Развитие движущейся силы y_{t+T} на интервалах времени стохастических циклов $\overline{(t + T)}_{y_{t+T}}$ (см. (8)):

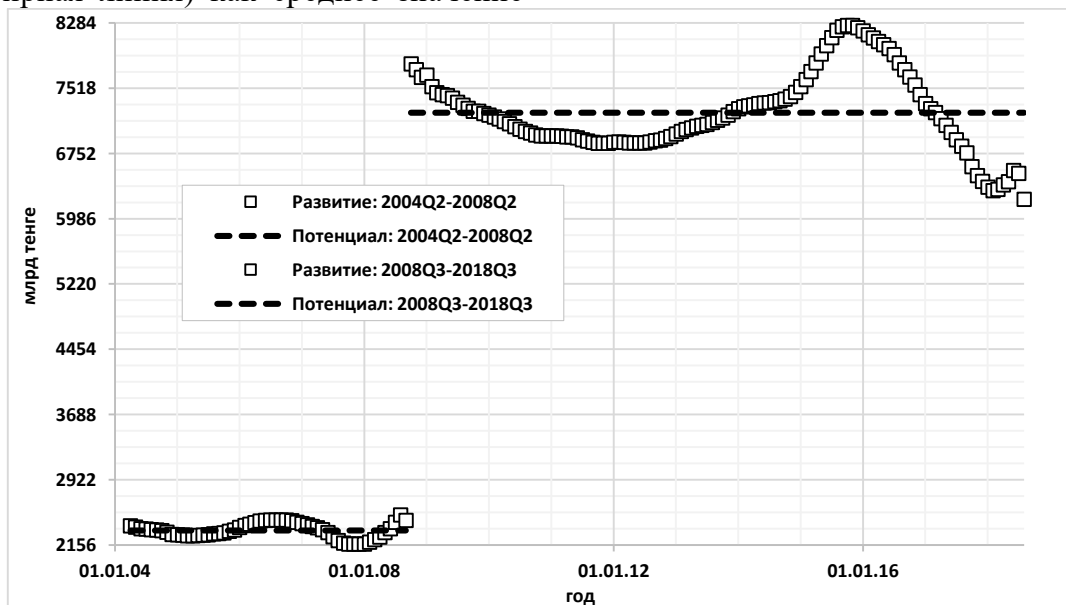


Рис. 4 Результаты системного исследования: потенциал и динамика развития денежной массы, млрд. тенге, 2004Q2-2018Q3

Источник: Составлен автором на статистических данных [10]

$$y_{t+T}^{\text{Потенциал}} = \text{СРЗНАЧ}(y_{t+T}^{\text{Развитие}}), t + T = (\overline{t, t + T})_{y_{t+T}}. \quad (8)$$

Таким образом, построенные интервалы времени $(\overline{t, t + T})_{y_{t+T}}$ стохастических циклов (1), номинальная структура \hat{y}_{t+T} (2), центр экономической массы \bar{y}_{t+T} (3) и предельной структуры \tilde{y}_{t+T} – эконометрическая модель (4) движущейся силы денежной массы в Казахстане в национальной валюте за 1994-2018 гг. позволяет классифицировать стохастическую динамику сбалансированного роста по критериям структурных и поведенческих характеристик агрегированных агентов финансового сектора страны, которые также позволяет делать нижеследующие выводы:

– движущейся силы денежной массы в Казахстане на период времени 1994Q1-1998Q2 создала ситуацию – фазу денежного сжатия стохастического цикла с значениями для индикаторов: Расхождения (5) – рост на 3 603.7 млрд. тенге (см. рис. № 1), Схождения (6) – рост на 7 637.2 млрд. тенге (см. рис. № 1), Развитие (7) – оценил национальную экономику на 4 033.5 млрд. тенге (см. рис. № 2), а индикатор Потенциал (8) – оценил национальную экономику на уровне 74.695 млрд. тенге со стандартным отклонением на 9.126 млрд. тенге (см. рис. № 2);

– движущейся силы денежной массы в Казахстане на период времени 1998Q3-2000Q4 создала ситуацию – фазу денежного расширения стохастического цикла с значениями для индикаторов: Расхождения (5) – рост на 5 042.1 млрд. тенге (см. рис. № 1), Схождения (6) – рост на 8 967.3 млрд. тенге (см. рис. № 1), Развитие (7) – оценил национальную экономику на 3 925.2 млрд. тенге (см. рис. № 2), а индикатор Потенциал (8) – оценил национальную экономику на уровне 135.351 млрд. тенге со стандартным отклонением на 26.96 млрд. тенге (см. рис. № 2);

– движущейся силы денежной массы в Казахстане на период времени 2001Q1-2004Q1 создала ситуацию – фазу денежной коррекции стохастического цикла с значениями для индикаторов: Расхождения (5) – рост на 21 178.4 млрд. тенге (см. рис. № 1), Схождения (6) – рост на 34 033.1 млрд. тенге (см. рис. № 1), Развитие (7) – оценил национальную экономику на 12 854.7 млрд. тенге (см. рис. № 2), а индикатор Потенциал (8) – оценил национальную экономику на уровне 329.608 млрд. тенге со стандартным отклонением на 10.816 млрд. тенге (см. рис. № 2);

– движущейся силы денежной массы в Казахстане на период времени 2004Q2-2008Q3 создала ситуацию – фазу денежной коррекции стохастического цикла с значениями для индикаторов: Расхождения (5) – рост на 112 498.0 млрд. тенге (см. рис. № 3), Схождения (6) – рост на 238 185.0 млрд. тенге (см. рис. № 3), Развитие (7) – оценил национальную экономику на 125 687.0 млрд. тенге (см. рис. № 4), а индикатор Потенциал (8) – оценил национальную экономику на уровне 2 327.538 млрд. тенге со стандартным отклонением на 88.139 млрд. тенге (см. рис. № 4);

– движущейся силы денежной массы в Казахстане на период времени 2008Q4-2018Q3 создала ситуацию – фазу денежной коррекции стохастического цикла с значениями для индикаторов: Расхождения (5) – рост на 1 128 933.1 млрд. тенге (см. рис. № 3), Схождения (6) – рост на 1 989 394.0 млрд. тенге (см. рис. № 3), Развитие (7) – оценил национальную экономику на 860 461.7 млрд. тенге (см. рис. № 4), а индикатор Потенциал (8) – оценил национальную экономику на уровне 7 230.771 млрд. тенге со стандартным отклонением на 471.303 млрд. тенге (см. рис. № 4).

Список источников

1. Егорова Н.Е., Бахтизин А.Р., Керимкулов С.Е. Методы измерения и анализа хаотичности индекса РТС: 1995–2011 гг. на основе индикатора среднего с постоянной мерой рассеивания. // Экономика и предпринимательство. – 2013. № 2 (31). – С. 39-48.
2. Керимкулов С.Е. Критерий продуктивности дифференциальной разностной модели и его приложения для прогнозирования движения индекса РТС. / Стратегическое планирование и развитие предприятий. / Материалы Пятнадцатого всероссийского симпозиума. Под ред. Г.Б. Клейнера. – М.: ЦЭМИ РАН, 2014. – С. 97-99.
3. Керимкулов С.Е., Шодорова Н.Н. Разработка и реализация экономико-математической модели актуарных платежей для пенсионных схем Казахстана на 1998-2070 гг. / Стратегическое планирование и развитие предприятий. / Материалы Шестнадцатого всероссийского симпозиума. Под редакцией Г.Б. Клейнера. – М.: ЦЭМИ РАН, 2015. – С. 60-63.
4. Керимкулов С.Е. Эконометрическое моделирование индекса ММВБ с глобальной динамикой. / Системный анализ в экономике – 2016. / Сборник трудов IV Международной научно-практической конференции. Под редакцией Г.Б. Клейнера, С.Е. Щепетовой. 2016. – С. 185-188.
5. Керимкулов С.Е., Абдыбаева Г.З., Есентемирова А.К. Построение и реализация модели функции условного ожидания для индекса ММВБ на 1997-2016 гг. / Стратегическое планирование и развитие предприятий. / Материалы Семнадцатого всероссийского симпозиума. Под редакцией Г.Б. Клейнера. – М.: ЦЭМИ РАН, 2016. – С. 54-55.
6. Керимкулов С.Е., Сулейменов К.М., Баушенова А.К. / Использование модели функции условного ожидания для индекса KASE на 2000-2016 гг. / Стратегическое планирование и развитие предприятий. / Материалы Семнадцатого всероссийского симпозиума. Под редакцией Г.Б. Клейнера. – М.: ЦЭМИ РАН, 2016. – С. 55-57.
7. Керимкулов С.Е., Шайжанов М.К., Серикбаева Г.И. Применение модели функции условного ожидания для индекса РТС на 1995-2016 гг. / Стратегическое планирование и развитие предприятий. / Материалы Семнадцатого всероссийского симпозиума. Под редакцией Г.Б. Клейнера. – М.: ЦЭМИ РАН, 2016. – С. 57-58.
8. Керимкулов С.Е. Уровни и оценка негативных последствий роста на равновесие индекса ММВБ / Материалы Восемнадцатого всероссийского симпозиума: Стратегическое планирование и развитие предприятий. Секция 2. Модели и методы разработки стратегии предприятия. Москва, 11-12 апреля 2017 г. / Под ред. чл.-корр. РАН Г.Б. Клейнера. – М.: ЦЭМИ РАН, 2017. – С. 263-265.
9. Керимкулов С.Е. Оценка влияния финансов академических структур на экономический рост / Междисциплинарность в современном социально-гуманитарном знании – 2017. Академический мир в междисциплинарных практиках. / Материалы Второй ежегодной Всероссийской научной конференции. Ростов-на-Дону, 22-24 июня 2017 г. Т. 2. С. 420-434.
10. Национальный банк Республики Казахстан. Денежные агрегаты: денежная масса, млрд. тенге, 1994-2018 гг. ежемесячно. Источник: <http://www.nationalbank.kz>