

Исследование зависимости между развитием малого предпринимательства и микрофинансовой обеспеченностью регионов РФ

© 2019 г. Е.Г. Репина^{i,*}, Л.К. Ширяева^{i,**}, Е.А. Федорова^{ii,***}

ⁱ Самарский государственный экономический университет, Самара

ⁱⁱ Финансовый университет при Правительстве РФ, НИУ ВШЭ, Москва

* E-mail: violet261181@mail.ru ** E-mail: shiryeva_lk@mail.ru

*** E-mail: ecolena@mail.ru

Поступила в редакцию 9.02.2018 г.

Выдвигается гипотеза об изменении структуры зависимости между уровнем развития малого предпринимательства и микрофинансовой обеспеченностью российских регионов в связи с госрегулированием деятельности микрофинансовых организаций (МФО) в 2013–2016 гг. Уровень развития малого предпринимательства и микрофинансовая обеспеченность российских регионов характеризуются числом предприятий малого бизнеса (МБ) и числом зарегистрированных МФО в расчете на 1 тыс. человек населения региона. Для моделирования структуры зависимости используется метод копула-функций. Выбор наиболее подходящей копулы осуществляется на основе минимизации информационного критерия Акаике, а качество подгонки копула-модели проверяется с помощью теста, основанного на статистике Крамера — Мизеса. Найдено, что в период 2012–2016 гг. происходили трансформации вероятностной структуры зависимости исследуемых показателей: от копулы независимости в 2012–2013 гг. к копулам Франка в 2014–2015 гг. и Клейтона в 2016 г. Делается вывод о том, что трансформации вероятностной структуры зависимости исследуемых показателей в 2012–2016 гг. обусловлены долговременным эффектом от мер государственного регулирования сферы МФО, предпринятым в 2013–2016 гг. Новизна работы заключается в оценке влияния мер государственного регулирования сферы МФО на уровень развития малого предпринимательства в регионах на основе метода копула-функций.

Ключевые слова: микрофинансовые организации, малый бизнес, метод копула-функций, копула независимости, архимедовы копулы, метод максимального правдоподобия, хвостовые зависимости, информационный критерий Акаике, статистика Крамера — Мизеса.

Классификация JEL: C52, E58, G21, O160.

DOI: 10.31857/S042473880004680-7

1. ВВЕДЕНИЕ

Сфера малого предпринимательства в России является одним из стратегических ресурсов роста экономики страны. Значимость малого бизнеса (МБ) для экономической системы обусловлена такими его преимуществами, как способность функционировать практически в любой сфере экономики, быстрая реакция на возможности внедрения инноваций, высокие адаптивные способности к изменяющимся внешним и внутренним условиям.

Несмотря на то что на протяжении последних десятилетий в России наблюдается ежегодный рост числа предприятий МБ (рис. 1), к настоящему времени их численность не превышает 3 млн. Такого количества предприятий МБ может быть недостаточно для того чтобы построить эффективную и работоспособную экономику. По мнению ряда исследователей, структура рыночной экономики, сложившаяся к настоящему времени в масштабах России, предполагает наличие 10–12 млн малых предприятий (Семина, 2007). В недавнем прогнозе Минэкономразвития РФ заявлено о необходимости достичь к 2030 г., как минимум, 7,7 млн малых предприятий¹. В 2016 г. Правительством РФ была принята “Стратегия развития малого и среднего бизнеса до 2030 г.”. Одним из важнейших целевых индикаторов ее реализации назван показатель количества субъектов малого и среднего

¹ См. материалы сайта <http://www.consultant.ru/cons/cgi/online.cgi?req=doc&base=LAW&n=144190&fld=134&dst=102865,0&rnd=0.9639344119055842#05393295553369364>.

предпринимательства (включая индивидуальных предпринимателей) в расчете на 1 тыс. человек населения². К 2030 г. планируется увеличение этого показателя на 19% по сравнению с 2014 г.³

В соответствии с подходом, предложенным в стратегии, в качестве базового индикатора, характеризующего уровень развития МБ в регионе РФ, будем использовать число малых предприятий в расчете на 1 тыс. человек населения региона.

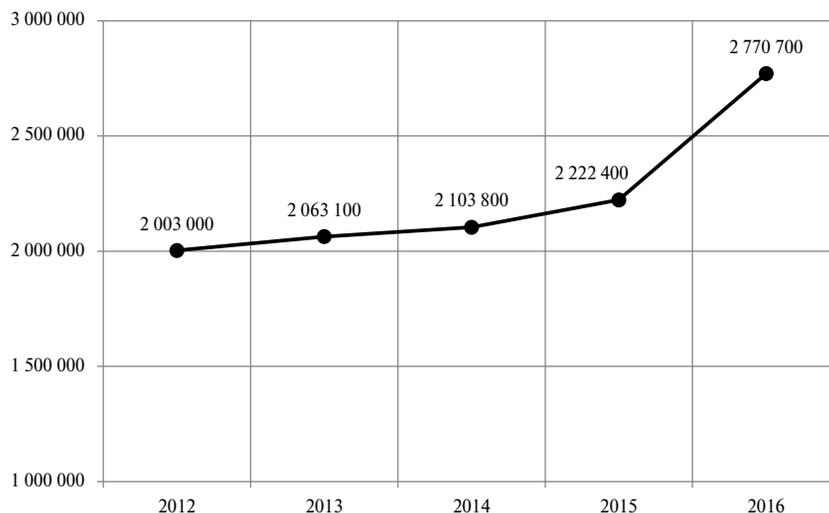


Рис. 1. Динамика изменения численности субъектов МБ в РФ за период 2012—2016 гг.⁴

Среди проблем функционирования субъектов МБ выделяют проблему обеспечения доступа к финансовым ресурсам. Доступность финансовых ресурсов составляет одно из необходимых условий выживания и развития МБ в реальном секторе экономики. Термин “финансовая доступность”, принятый Банком России, подразумевает состояние финансового рынка, при котором все дееспособное население страны, а также субъекты МБ имеют полноценную возможность получения базового набора финансовых услуг (страхование, кредитование, платежные услуги, формирование вкладов/сбережений)⁵. Одним из путей решения проблемы доступа субъектов МБ к финансовым ресурсам служит развитие микрофинансирования⁶.

В развитых и во многих развивающихся странах уже несколько десятилетий микрофинансовые организации (МФО) являются одним из источников кредитования предприятий МБ. Поэтому проблеме влияния сферы микрофинансов на малое предпринимательство посвящено множество работ. Такие исследователи, как М. Байдас (Baydas, 1994, 2004), Дж. Лэджервуд (Ledgerwood, White, 2006), М. Такер (Tucker et al., 2004), М. Дж. Вулкок (Woolcock, 1999), изучив взаимоотношения МФО и банковской системы, приходят к заключению, что развитие сферы МФО способствует формированию механизма финансовой поддержки малого предпринимательства. В работе (Collins et al., 2009) авторы доказали ключевую роль МФО в финансировании индивидуальных микропредприятий в таких странах, как Бангладеш, Индия и ЮАР. М. Нгосанг и А. Кимбу (Ngoasong, Kimbu, 2016) изучали влияние микрофинансирования на развитие частного предпринимательства в туристической сфере Камеруна. Авторы проанализировали экономическую выгоду проектов в туристических зонах, имевших микрофинансовые источники финансирования, и пришли к заключению,

² См. материалы сайта <http://static.government.ru/media/files/jFDd9wbAbApxgEiHNaXHveytq7hfPO96.pdf>, с. 7.

³ См. материалы сайта <http://static.government.ru/media/files/jFDd9wbAbApxgEiHNaXHveytq7hfPO96.pdf>, с. 43.

⁴ Регионы России. Социально-экономические показатели (http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc_1138623506156).

⁵ По данным официального сайта Центрального Банка РФ (http://www.cbr.ru/finmarkets/print.aspx?file=files/development/definition.html&pid=development_affor&sid=ITM_26524).

⁶ По данным сайта Правительства РФ (<http://static.government.ru/media/files/jFDd9wbAbApxgEiHNaXHveytq7hfPO96.pdf>, с. 20).

что предоставление микрозаймов способствует росту предпринимательской активности населения в туристической сфере.

Однако существуют исследования, в которых доказывается, что поведение МФО, направленное на получение максимальной прибыли, может нанести вред их клиентам (Dichter, Harper, 2007; Guerin et al., 2015). С. Хандкер (Khandker, 2005) выявил, что микрофинансирование приводит к бедности, а А. Бабаджиде (Babajide, 2012) не обнаружил для малых компаний Нигерии положительного эффекта от получения ими микрокредита.

Число работ, посвященных исследованию сферы микрофинансирования и сектора МБ в России, сравнительно невелико. Зачастую исследователи изучают сферу микрофинансов безотносительно ее влияния на сектор МБ. Например, Л. Розанова (Розанова, 2015) исследует функционирование МФО в городах с населением менее 10 тыс. человек и приходит к заключению, что деятельность МФО носит в них ростовщический характер, так как почти половина жителей таких городов живет в кредит. А. Белоусов (Белоусов, 2015) также указывает на остроту проблемы закредитованности населения и считает, что для ее решения следует провести законодательные изменения в деятельности МФО.

Имеются также работы, в которых описаны некоторые аспекты взаимодействия сфер микрофинансирования и малого бизнеса в РФ. Так, Е. Ковалева (Ковалева, 2011), изучив структуру кредитования сектора МБ, пришла к выводу, что привлечение МФО к кредитованию малых предприятий может обеспечить резкий посткризисный рост экономики регионов. Е. Карпушин (Карпушин, 2016) исследует практику государственного регулирования сферы МФО в России и делает вывод, что оно может обеспечить превращение МФО в альтернативный источник кредитных средств для МБ. В работе (Шахназарян, 2016) обосновывается роль микрофинансовых институтов как источников развития экономики.

Существенным отличием российской сферы микрофинансов от сфер микрофинансов других стран является ее очевидная ориентация на преимущественное оказание финансовых услуг населению, а не субъектам малого предпринимательства. С одной стороны, российские МФО в силу своей доступности (отсутствие формальных требований к обеспечению выдаваемых займов; отсутствие необходимости в залоге; минимальный набор предоставляемых заемщиком документов, быстрота выдачи наличных средств) должны помогать малым предприятиям, которые нуждаются в финансировании. С другой стороны, условия финансирования (высокие процентные ставки, краткосрочность займов (в основном до 1 года)) могут быть настолько непривлекательными, что малые предприятия либо не берут кредиты и не пользуются услугами МФО, либо пользуются, но не могут выполнить их условия. Об этом свидетельствует и исследование “Микрофинансирование в России”, проведенное рейтинговым агентством “Эксперт РА”⁷ в 2012 г. Согласно его материалам в совокупном портфеле займов крупнейших МФО львиную долю составляли займы до зарплаты и потребительские микрозаймы физическим лицам, в то время как микрозаймы бизнесу занимали не более 10% совокупного портфеля.

Меры государственного регулирования сферы МФО, предпринятые в период 2013—2016 гг., были направлены на устранение этого перекоса, а также на создание нормативной базы функционирования сферы микрофинансов в РФ. Рассмотрим эти меры более подробно. Точкой отсчета деятельности юридических лиц в сфере российских микрофинансов можно считать принятие федерального закона “О микрофинансовой деятельности и микрофинансовых организациях” (№ 151-ФЗ) от 02.07.2010 г.⁸ В 2011—2012 гг. российская сфера микрофинансов отличалась значительным числом нелегально работающих организаций, непрозрачностью финансовой деятельности легально работающих организаций, ограниченностью информации по финансовым продуктам (займам), чрезвычайно высокими процентными ставками и практически полным отсутствием соблюдения

⁷ См. материалы официального сайта рейтингового агентства “Эксперт РА” (http://raexpert.ru/project/micro_fin/2015/resume/).

⁸ № 151-ФЗ “О микрофинансовой деятельности и микрофинансовых организациях” от 02.07.2010 г. (последняя редакция) (http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_102112/). В течение 2011—2012 гг. было внесено лишь одно изменение (№ 362-ФЗ от 22.11.2011 г.) относительно порядка формирования резервов на возможные потери по займам.

прав заемщиков. Активная деятельность государства по установлению четких правил игры на рынке началась в 2013 г. Так, за 2013 г. было внесено 5 изменений в федеральный закон № 151-ФЗ⁹. В 2014 г. было введено в действие три указания Банка России и один федеральный закон¹⁰. В 2015 г. регулятивное давление на рынок МФО было продолжено и выражено в принятии одного федерального закона и четырех указаний ЦБ РФ¹¹. В 2016 г. приняты 1 федеральный закон, 5 указаний и 1 положение ЦБ РФ¹².

Законодательные изменения имели целью создать нормативную базу для деятельности МФО, улучшить качество их деятельности, увеличить привлекательность микрофинансовых займов для субъектов МБ и, следовательно, привести к росту малого предпринимательства. Однако вопрос о том, повлияло ли в конечном итоге регулирование деятельности МФО на деловую активность в сфере малого предпринимательства, остается до сих пор открытым.

Заметим, что зарегистрированные в регионе МФО зачастую становятся протоядрами будущих региональных сетей. После своей регистрации на территории региона микрофинансовая организация начинает процесс создания и развития сети своих филиалов. Таким образом, происходит формирование новых элементов инфраструктуры финансовой доступности в регионе. Кроме того, увеличение числа МФО в регионе способствует росту конкуренции на рынке микрофинансов. Соревнование между МФО за внимание к ним субъектов МБ подталкивает их к предложению лучших условий кредитования и удовлетворению разнообразных потребностей заемщиков.

Будем характеризовать микрофинансовую обеспеченность региона количеством зарегистрированных МФО в расчете на 1 тыс. человек населения, уровень развития МБ — числом малых предприятий в расчете на 1 тыс. человек населения региона.

⁹ № 134-ФЗ «О внесении изменений в отдельные законодательные акты Российской Федерации в части противодействия незаконным финансовым операциям» от 28.06.2013 г.; № 251-ФЗ «О внесении изменений в отдельные законодательные акты Российской Федерации в связи с передачей Центральному банку Российской Федерации полномочий по регулированию, контролю и надзору в сфере финансовых рынков» от 23.07.2013 г.; № 353-ФЗ «О потребительском кредите (займе)» от 21.12.2013 г.; № 363-ФЗ «О внесении изменений в отдельные законодательные акты РФ и признании утратившими силу отдельных положений законодательных актов РФ в связи с принятием федерального закона «О потребительском кредите (займе)» от 21.12.2013 г.; № 375-ФЗ «О внесении изменений в отдельные законодательные акты Российской Федерации» от 21.12.2013 г.

¹⁰ № 189-ФЗ «О внесении изменений в федеральный закон «О кредитных историях» и отдельные законодательные акты Российской Федерации» от 28.06.2014 г.; № 3240-У «О табличной форме индивидуальных условий договора потребительского кредита (займа)» от 23.04.2014 г.; № 3249-У «О порядке определения Банком России категории потребительских кредитов и о порядке ежеквартального расчета и опубликования среднерыночного значения полной стоимости потребительского кредита» от 29.04.2014 г.; № 3510-У «О порядке и сроках направления уведомления лицом, получившим право распоряжения 10 и более процентами голосов, приходящимися на голосующие акции...» от 28.12.2014 г.

¹¹ № 223-ФЗ «О саморегулируемых организациях в сфере финансового рынка» от 13.07.2015 г.; № 3689-У «О временной администрации микрофинансовой организации» от 24.06.2015 г.; № 3690-У «О порядке осуществления Банком России контроля за исполнением плана восстановления платежеспособности микрофинансовой организации» от 09.07.2015 г.; № 3906-У «О порядке взаимодействия Банка России с некредитными финансовыми организациями и другими участниками информационного обмена при использовании ими информационного ресурса Банка России...» от 21.12.2015 г.

¹² № 230-ФЗ «О защите прав и законных интересов физических лиц при осуществлении деятельности по возврату просроченной задолженности и о внесении изменений в ФЗ «О микрофинансовой деятельности и микрофинансовых организациях» от 03.07.2016 г.; № 3984-У «О порядке ведения Банком России государственного реестра микрофинансовых организаций, форме заявления о внесении сведений о юридическом лице в государственный реестр микрофинансовых организаций, форме сведений об учредителях (участниках, акционерах) юридического лица, форме свидетельства о внесении сведений о юридическом лице в государственный реестр микрофинансовых организаций и порядке его переоформления, формах заявлений об изменении вида микрофинансовой организации и осуществлении деятельности в виде микрофинансовой компании или осуществлении деятельности в виде микрокредитной компании, форме и порядке представления документов и информации, подтверждающих наличие собственных средств (капитала) и источники происхождения средств, внесенных учредителями (участниками, акционерами)» от 28.03.2016 г.; № 4054-У «О порядке формирования микрофинансовыми организациями резервов на возможные потери по займам» от 28.06.2016 г.; № 4063-У «О порядке подачи микрофинансовой организацией заявлений об исключении сведений о ней из государственного реестра микрофинансовых организаций» от 07.07.2016 г.; № 4168-У «О порядке определения и критериях существенности недостоверных отчетных данных, представляемых микрофинансовыми организациями в Банк России» от 27.10.2016 г.; № 517-П «О порядке осуществления временной администрацией микрофинансовой организации контроля за деятельностью ликвидационной комиссии (ликвидатора) в случае принятия решения о ликвидации микрофинансовой организации в период деятельности временной администрации» от 07.07.2016 г.

С одной стороны, развитая микрофинансовая обеспеченность выстраивает новые возможности для развития МБ в регионе, с другой — высокий уровень микрофинансовой обеспеченности еще не является гарантией роста деловой активности в сфере МБ. Зависимость между микрофинансовой обеспеченностью региона и уровнем развития МБ в нем имеет вероятностную природу. Это обусловлено неполнотой знаний о реальном функционировании МБ, в том числе отсутствием полной информированности о финансовом сопровождении процесса малого предпринимательства, а также известной неопределенностью характеристик экономической системы региона.

Для исследования вероятностной структуры этой зависимости будем использовать метод копула-функций. Выбор метода обусловлен тем, что копулы являются универсальным инструментом для моделирования совместных распределений случайных переменных. Знание вероятностной структуры исследуемой зависимости позволит анализировать риски резких изменений численности предприятий МБ в ответ на неожиданные изменения в микрофинансовой обеспеченности региона. Поэтому задача исследования вероятностной структуры этой зависимости представляется актуальной.

Наше основное предположение состоит в том, что государственное регулирование сферы МФО в период 2013—2016 гг. могло оказывать долговременное влияние на вероятностную структуру зависимости между микрофинансовой обеспеченностью и уровнем развития малого предпринимательства в российских регионах. Поэтому в течение 2012—2016 гг. в совместном распределении исследуемых показателей могли произойти трансформации. Для проверки нашего предположения будем оценивать с помощью копул вероятностную структуру зависимости между микрофинансовой обеспеченностью регионов и уровнем развития МБ и анализировать изменения в ней для каждого года периода 2012—2016 гг. Целью данной статьи является проверка гипотезы о трансформациях вероятностной структуры исследуемой зависимости в связи с госрегулированием деятельности МФО в 2013—2016 гг.

Статья организована следующим образом: разд. 2 содержит описание метода копула-функций, применяемого для исследования взаимосвязей случайных переменных; разд. 3 описывает методологию оценивания маргинальных и совместных распределений исследуемых показателей; в разд. 4 рассматриваются экономическая интерпретация и возможные приложения полученных результатов.

2. МЕТОД КОПУЛА-ФУНКЦИЙ

Описание совместных распределений случайных величин включает как описание их маргинальных распределений, так и описание структуры зависимости между маргиналами. Для описания вероятностной структуры зависимости между маргиналами будем применять метод копула-функций.

Дадим определение двумерной копула-функции, следуя работе (Nelsen, 2006). Двумерная копула-функция $C(u, v)$ является отображением $C: [0, 1]^2 \rightarrow [0, 1]$, которое обладает свойствами:

- 1) $C(0, v) = C(u, 0) = 0 \quad \forall u, v \in [0, 1]$;
- 2) $C(u, 1) = u, C(1, v) = v \quad \forall u, v \in [0, 1]$;
- 3) $C(u_1, v_1) - C(u_1, v_2) - C(u_2, v_1) + C(u_2, v_2) \geq 0$, если $u_1 \leq u_2, v_1 \leq v_2$.

Моделирование совместного распределения случайных переменных с помощью копула-функции основано на известной теореме Склара (Sklar, 1959).

Пусть $H(x, y) = P(\{X < x\} \cap \{Y < y\})$ — совместная функция распределения случайных переменных X и Y . Обозначим через $F(x) = P(X < x)$ и $G(y) = P(Y < y)$ — маргинальные функции распределения случайных переменных X и Y . Согласно теореме Склара существует такая копула C , что $H(x, y) = C(F(x), G(y))$. Если случайные переменные X и Y являются непрерывными, то копула C будет единственной.

В работах (Фантаццини, 2011а; Nelsen, 2006; Vouye, 2002) приводятся несколько конструктивных типов копул: эллиптические, архимедовы и экстремальные. Эллиптические копула-функции

извлекают из многомерных распределений эллиптического типа. В частности, к эллиптическим относят нормальную (гауссову) копулу и t -копулу Стьюдента.

Для архимедовых копул справедливо утверждение (Фантаццини, 2011а): $C(u, v) = \phi^{[-1]}[\phi(u) + \phi(v)]$, где $\phi(u)$ — генератор, т.е. некоторая непрерывная, строго убывающая и выпуклая функция с неотрицательными на $u \in [0, 1]$ значениями, удовлетворяющая условию $\phi(1) = 0$; $\phi^{[-1]}(\cdot)$ — псевдообратная функция. К архимедовым относят копулы Клейтона, Гумбеля, Джо, Франка и др.

Для экстремальных копул справедливо: $C(u^k, v^k) = C^k(u, v) \quad \forall k > 0$ (Nelsen, 2006; Bouye, 2002).

Вышеперечисленные семейства содержат, по большей части, одно- и двухпараметрические копулы. Величины параметров копулы определяют тесноту статистической зависимости между маргиналами, а также силу асимптотической зависимости в хвостах копулы (в случае если такая зависимость существует).

Опишем основные подходы, примененные в данной работе для подбора по эмпирическим данным наиболее подходящей копулы.

Будем обозначать вектор параметров копулы через α . На практике параметры копулы, как правило, неизвестны. Для оценивания их по эмпирическим данным применяют метод максимального правдоподобия (ММП). Выделяют параметрический и полупараметрический методы оценивания копул (Фантаццини, 2011б). Оба метода предполагают использование ММП для оценки параметров копулы. В данной работе был применен полупараметрический метод, так как он позволяет получать ММП-оценки параметров копулы без спецификации маргинальных распределений (Фантаццини, 2011б). Полупараметрический метод был выбран для оценивания по эмпирическим данным всех копула-моделей, доступных в программе R¹³. Далее из полученного множества копул выбиралась наиболее подходящая. Наиболее подходящей копулой считалась та, для которой величина статистики информационного критерия Акаике оказалась наименьшей. Для проверки качества подгонки наиболее подходящей копула-модели был применен тест, основанный на статистике Крамера—Мизеса.

3. АНАЛИЗ ДАННЫХ

3.1. Маргинальные распределения исследуемых показателей. В основе проведенных авторами расчетов лежат статистические массивы данных по показателям “Число зарегистрированных микрофинансовых организаций в регионе РФ в расчете на 1 тыс. человек населения” (показатель X) и “Численность субъектов малого предпринимательства в регионе РФ в расчете на 1 тыс. человек населения” (показатель Y) за 2012—2016 гг. Значения показателей X и Y были получены расчетным путем на основе официальных данных государственной статистики по показателям в региональном разрезе: “Население, тыс. человек”, “Число субъектов МБ, тыс. ед.”, “Число МФО, зарегистрированных в государственном реестре, ед.”¹⁴. Использование в анализе показателей, учитывающих демографическую ситуацию в регионе, позволяет добиться сопоставимости единиц статистического массива.

Как известно, присутствие выбросов (аномальных наблюдений) в статистическом массиве способно привести к существенным искажениям результатов статистической обработки данных. Для выявления выбросов был применен графический анализ статистического массива. Выбросами были признаны: Ненецкий АО в 2012 г. и Республика Алтай в 2012—2013 гг. — из-за аномально высокой численности МФО на 1 тыс. человек населения в этих регионах; г. Санкт-Петербург в 2013—2014 гг. и 2016 г. — из-за аномально высокой численности субъектов МБ на 1 тыс. человек населения; г. Москва — из-за аномально высокой численности субъектов МБ на 1 тыс. человек на-

¹³ Подробнее о программе см. на сайте <http://www.R-project.org/>.

¹⁴ Официальный сайт Центрального Банка РФ (https://www.cbr.ru/finmarket/supervision/sv_micro/); Статистический сборник “Регионы России. Социально-экономические показатели”, 2012—2016 гг. (http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc_1138623506156); Статистический сборник “Малое и среднее предпринимательство в России” (http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc_1139841601359).

селения в 2016 г. После удаления выбросов окончательный объем статистического массива данных (выборки) за 2012—2013 гг. составил 81 наблюдение, за 2014 г.— 82 наблюдения, за 2015—2016 гг.— 83 наблюдения.

Исследуем маргинальные распределения изучаемых показателей в каждый год периода 2012—2016 гг. Анализ гистограмм относительных частот позволил предположить, что показатели X и Y могут подчиняться логнормальному и нормальному законам распределения соответственно. Поскольку параметры предполагаемых маргинальных законов распределения неизвестны, то проверяемая нулевая гипотеза о виде закона распределения показателя X (Y) является сложной. Для проверки, согласуется ли нулевая гипотеза о теоретическом законе распределения генеральной совокупности с результатами выборки, будем применять критерий согласия Пирсона. Выбор этого критерия обусловлен тем обстоятельством, что критерий Пирсона даже при проверке сложных гипотез не теряет свободу от распределения исследуемой случайной величины (Лемешко, Чимитова, 2003, с. 66).

Заметим, что при истинности нулевой гипотезы распределение статистики критерия Пирсона известно, если оценки параметров распределения исследуемой случайной величины получены методом максимального правдоподобия по сгруппированным данным (Кендалл, Стьюарт, 1973, с. 563—567). Поэтому в каждый год периода 2012—2016 гг. выборки из значений показателей X и Y были сгруппированы в равновеликие интервалы. Согласно рекомендациям ВНИИ Метрологии для выборок объемом 80—85 число таких интервалов было выбрано равным 8 (Бурдун, Марков, 1985). Далее для нахождения оценок параметров распределения показателей X и Y по сгруппированным данным был применен ММП.

В табл. 1 представлены ММП-оценки параметров распределения, найденные по сгруппированным данным в каждый год периода 2012—2016 гг. в предположении логнормального и нормального законов распределения для показателей X и Y соответственно. Через $\hat{\mu}(X)$ и $\hat{\sigma}(X)$ обозначены оценки параметров логнормального закона распределения показателя X ; $\hat{M}(Y)$ и $\hat{\sigma}(Y)$ — оценки математического ожидания и стандартного отклонения показателя Y соответственно. Используя χ^2 -критерий, была выполнена проверка, согласуется ли гипотеза о логнормальном распределении генеральной совокупности X с результатами выборки. Также критерий χ^2 -Пирсона был применен для проверки гипотезы о том, согласуется ли нормальное распределение генеральной совокупности Y с результатами выборки.

Таблица 1. Характеристика эмпирических законов распределения показателей X и Y , 2012—2016 гг.

Закон распределения	2012	2013	2014	2015	2016
X , логнормальное распределение					
p -значение (критерий χ^2 -Пирсона)	0,7299	0,5662	0,7948	0,8573	0,5056
Параметр $\hat{\mu}(X)$	-4,154	-3,993	-3,890	-3,955	-4,2457
Параметр $\hat{\sigma}(X)$	0,528	0,544	0,640	0,668	0,699
Y , нормальное распределение					
p -значение (критерий χ^2 -Пирсона)	0,4433	0,4691	0,3370	0,4947	0,6647
Параметр $\hat{M}(Y)$	11,900	12,599	12,389	13,416	14,534
Параметр $\hat{\sigma}(Y)$	4,381	4,329	4,348	5,377	5,556

Источник: здесь и далее расчеты проведены авторами по статистическому массиву исследуемых показателей, сформированному ими на основе данных официальной статистики¹⁵.

¹⁵ Официальный сайт Центрального Банка РФ (http://www.cbr.ru/finmarkets/default.aspx?Prtd=sv_micro&ch=ITM_54952#CheckedItem); Статистический сборник “Регионы России. Социально-экономические показатели”, 2012—2016 гг. (http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc_1138623506156); Статистический сборник “Малое и среднее предпринимательство в России” (http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc_1139841601359, http://www.gks.ru/free_doc/new_site/business/prom/small_business/itog2015/itog-spn2015.html).

В табл. 1 содержатся полученные с помощью программы STATISTICA достигаемые уровни значимости, т.е. вероятности возможных превышений наблюдаемых по выборке значений статистики χ^2 -критерия при истинности нулевой гипотезы. Согласно полученным данным в период 2012—2016 гг. гипотеза о логнормальном (нормальном) распределении показателей X (Y) согласуется с результатами выборки. Заметим, что в случае логнормального закона числовые характеристики показателя X : математическое ожидание $M(X)$ и дисперсия $D(X)$ — связаны с параметрами $\mu(X)$ и $\sigma(X)$ логнормального распределения следующими соотношениями (Balakrishnan et al., 2009, с. 8):

$$M(X) = \exp(\mu(X)) \exp(\sigma^2(X)/2), \quad (1)$$

$$D(X) = \exp(2\mu(X)) \exp(\sigma^2(X)) (\exp(\sigma^2(X)) - 1).$$

Используя оценки $\hat{\mu}(X)$ и $\hat{\sigma}(X)$ из табл. 1, можно вычислить $\hat{M}(X)$ — оценку среднего (ожидаемого) значения показателя X по формуле (1). Оценка $\hat{M}(X)$ характеризует среднюю (ожидаемую) удельную численность МФО, зарегистрированных в регионе РФ.

На рис. 2 приведены результаты расчетов оценок $\hat{M}(X)$ в каждый год периода 2012—2016 гг. Видно, что в период 2012—2014 гг. наблюдалось увеличение оценки $\hat{M}(X)$, а в период 2014—2016 гг. — ее снижение. В результате, оценка $\hat{M}(X)$ в 2016 г. уменьшилась настолько значительно, что стала близка к значению 2012 г.

Динамика оценки среднего (ожидаемого) значения показателя Y (удельного числа предприятий МБ в регионе), рассчитанная по данным табл. 1, приведена на рис. 3. Из рисунка видно, что динамика средней удельной численности субъектов МБ в регионе РФ несколько отличается от динамики средней удельной численности МФО в регионе РФ, представленной на рис. 2. Видно, что в каждый год периода 2012—2016 гг. (за исключением 2014 г.) наблюдался рост оценки $\hat{M}(Y)$. В целом, по сравнению с 2012 г. оценка $\hat{M}(Y)$ выросла в 2016 г. на 22%.

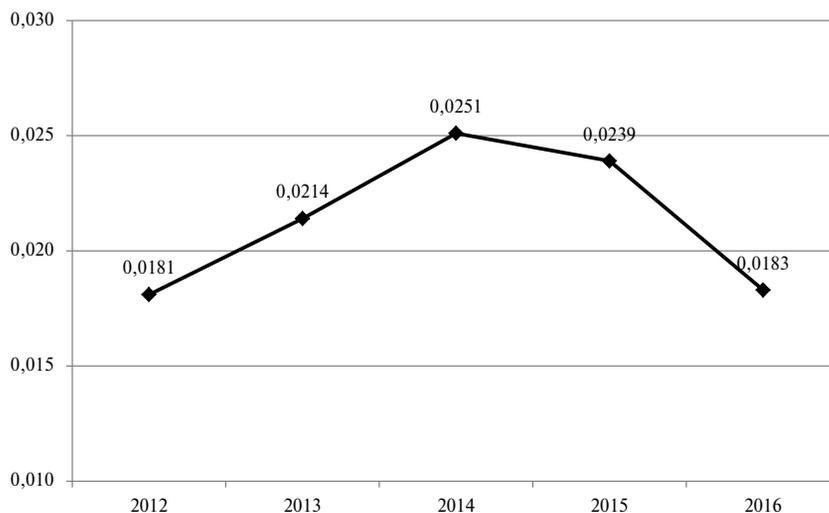


Рис. 2. Оценки средней (ожидаемой) численности зарегистрированных в регионе МФО в расчете на 1 тыс. человек населения региона, 2012—2016 гг.

Источник: расчеты авторов на основе данных табл. 1.

Таким образом, можно принять, что на протяжении периода 2012—2016 гг. эмпирические распределения показателей X и Y согласуются с логнормальным и нормальным распределениями соответственно. Однако динамики изменений средних значений изучаемых показателей различаются между собой. Если в 2012—2013 гг. имело место однонаправленное изменение средних значений показателей X и Y , то и в 2014—2016 гг. изменение было разнонаправленным.

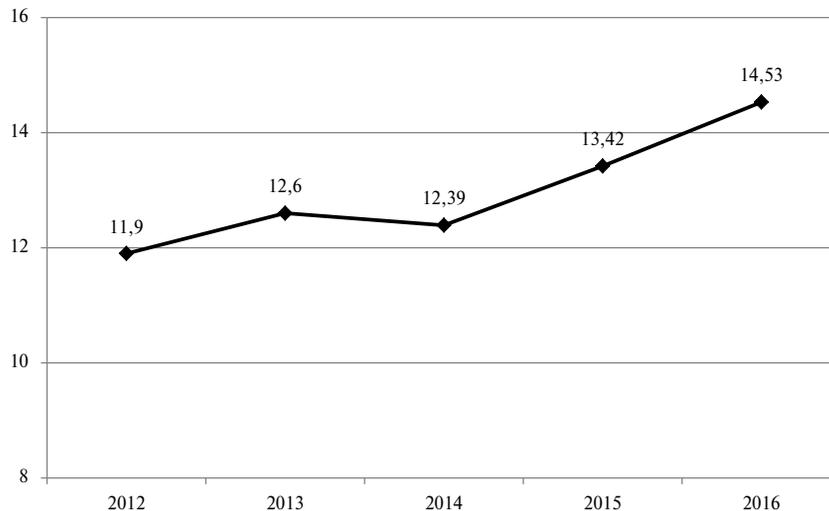


Рис. 3. Оценки средней (ожидаемой) численности субъектов МБ на 1 тыс. человек населения региона, 2012—2016 гг.

Источник: по данным из табл. 1.

3.2. Анализ тесноты взаимосвязей исследуемых показателей. Исследуем, произошло ли изменение тесноты взаимосвязи, т.е. силы связи между показателями X и Y , в период 2012—2016 гг. Ранее мы приняли, что распределение одного из показателей — X — не является нормальным. Поэтому для характеристики зависимости между изучаемыми показателями следует применять такие меры зависимости, как коэффициенты ранговой корреляции Спирмена (ρ_S) и Кендалла (τ). В табл. 2 содержатся результаты расчетов несмещенных оценок мер зависимости, найденных по выборкам из значений исследуемых показателей за 2012—2016 гг. Оценки получены с помощью программы R .

Таблица 2. Оценки коэффициентов ранговой корреляции между показателями X и Y , 2012—2016 гг.

Период	2012	2013	2014	2015	2016
Выборочный коэффициент ранговой корреляции Спирмена, $\hat{\rho}_S$	0,134 (0,2330)	0,184 (0,1001)	0,244* (0,0272)	0,364*** (0,0007)	0,291*** (0,0076)
Выборочный коэффициент ранговой корреляции Кендалла, $\hat{\tau}$	0,090 (0,2343)	0,127** (0,0933)	0,164* (0,02912)	0,240*** (0,0013)	0,195*** (0,009)

Примечание. В таблице символами “*”, “**”, “***” отмечены оценки, значимые на уровне 5, 10 и 1% соответственно. В круглых скобках указаны p -значения.

Результаты расчетов показывают, что выборочные коэффициенты ранговой корреляции $\hat{\tau}$ -Кендалла и $\hat{\rho}_S$ -Спирмена за период 2012—2016 гг. увеличились более чем в 2 раза. Из данных, представленных в табл. 2, видно, что в период 2012—2016 гг. имело место усиление тесноты положительной взаимосвязи между изучаемыми показателями. Если в 2012—2013 гг. оценки $\hat{\rho}_S$ -Спирмена и $\hat{\tau}$ -Кендалла на уровне значимости 5% можно считать статистически близкими к нулю, то в период 2014—2016 гг. оценки $\hat{\rho}_S$ -Спирмена и $\hat{\tau}$ -Кендалла являются статистически значимыми. Таким образом, оценки коэффициентов ранговой корреляции указывают на наличие значимой ранговой корреляционной связи между исследуемыми показателями в каждый год периода 2014—2016 гг. Однако они не отражают в полной мере все черты совместного распределения исследуемых показателей. Для полного описания вероятностной структуры будем применять копула-модели.

3.3. Выбор наиболее подходящей копулы и проверка качества подгонки. В п. 3.1 было показано, что выборочное распределение показателя X в каждый год периода 2012—2016 гг. согласуется с логнормальным законом распределения, а Y — с нормальным законом. Поэтому совместное распреде-

ление показателей X и Y не может быть гауссовым. Структуру двумерного распределения показателей X и Y в каждый год периода 2012—2016 гг. будем описывать с помощью копула-модели.

Будем осуществлять поиск наиболее подходящей копулы среди копула-моделей C_1, \dots, C_K , руководствуясь информационным критерием Акаике (AIC) (см., например, (Breymann et al., 2003; Фантаццини, 2011в)). Информационный критерий Акаике позволяет выбрать копулу, которая имеет наименьшее значение из следующих:

$$AIC(C_k, \alpha_k) = -2 \sum_{i=1}^n \log c_k(u_i, v_i; \alpha_k) + 2q_k, \quad k = 1, \dots, K, \quad (2)$$

где $c_k(u, v; \alpha) = \partial^2 C_k(u, v; \alpha_k) / \partial u \partial v$ — плотность копулы C_k ; $\hat{\alpha}_k$ — вектор оценок параметров копулы C_k ; q_k — число параметров, от которых зависит копула C_k ; n — объем выборки.

Наиболее подходящей будем считать копулу, для которой информационный критерий Акаике принял минимальное значение. Будем искать наиболее подходящую копулу среди копула-моделей, доступных в программе R. В число таких копул входят гауссова копула, t -копула Стьюдента, копулы Франка, Клейтона, Джо и др.

Для того чтобы вычислить значение информационного критерия Акаике по формуле (2), для каждой копулы C_k следует найти вектор оценок параметров $\hat{\alpha}_k$. Будем применять для этого полупараметрический метод. Его специфика состоит в том, что он не требует одновременного оценивания маргинальных и совместного распределений исследуемых показателей. Полупараметрический метод применяет ММП только для того чтобы по выборке найти вектор оценок параметров копулы.

Опишем применение полупараметрического метода для оценивания вектора параметров α копулы $C(u, v; \alpha)$. Метод состоит в выполнении следующих шагов (Фантаццини, 2011б).

На шаге 1 для каждого наблюдения (x_i, y_i) , $i = 1, \dots, n$, определяются непараметрические оценки маргинальных функций распределения переменных X и Y по формуле

$$\hat{F}(x_i) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n I(x_j \leq x_i); \quad \hat{G}(y_i) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n I(y_j \leq y_i), \quad i = 1, \dots, n,$$

где I — индикаторная функция.

На шаге 2 для оценивания вектора параметров α копула-модели $C(u, v; \alpha)$ применяется ММП. Для этого используется логарифмическая функция правдоподобия

$$L(\alpha) = \sum_{i=1}^n \ln c(\hat{u}_i, \hat{v}_i; \alpha).$$

Здесь псевдонаблюдения \hat{u}_i и \hat{v}_i , $i = 1, \dots, n$, определяются следующим образом:

$$\hat{u}_i = \frac{n}{n+1} \hat{F}(x_i), \quad \hat{v}_i = \frac{n}{n+1} \hat{G}(y_i). \quad (3)$$

ММП-оценка $\hat{\alpha}$ вектора параметров α максимизирует логарифмическую функцию правдоподобия, т.е. $\hat{\alpha} = \arg \max_{\alpha \in A} L(\alpha)$.

Следует отметить, что до проведения процедуры оценивания копулы необходимо применить тест на независимость. Нулевая гипотеза теста состоит в том, что копулой для совместного распределения исследуемых показателей является копула независимости, т.е. $C(u, v) = uv$. В предпоследней строке табл. 3 приведены наблюдаемые значения статистики теста и достигаемые уровни значимости (p -значения), вычисленные в программе R. Видно, что для 2012 и 2013 г. гипотеза о независимости не может быть отвергнута на уровне значимости 5%, в то время как для 2014—2016 гг. нулевая гипотеза на этом уровне значимости отвергается. Можно считать, что в 2012 и 2013 г. совместное распределение показателей X и Y описывалось копулой независимости. Поэтому в 2012 и 2013 г. уровень развития МБ (показатель Y) не зависел от микрофинансовой обеспеченности ре-

гиона (показатель X). Начиная с 2014 г. ситуация меняется: показатель X уже влияет на Y . Поэтому в каждый год периода 2014—2016 гг. для оценивания копулы применялся полупараметрический метод. Оценивание выполнялось в программе R с помощью функции `CopulaSelect`, содержащейся в пакете `CDVine`. Функция выбирает из множества копул ту, для которой информационный критерий Акаике принимает наименьшее значение.

Таблица 3. Результаты оценивания копула-моделей по данным 2012—2016 гг.

Оценка	Копула				
	независимости	независимости	Франка (Frank)	Франка (Frank)	Клейтона (Clayton)
	2012	2013	2014	2015	2016
$\hat{\alpha}$	—	—	1,513	2,378	0,469
AIC	—	—	−2,92	−9,58	−6,55
Тест на независимость (p -значение)	1,1799 (0,2380)	1,6764 (0,0936)	2,1744 (0,0297)	3,2130 (0,0013)	2,6153 (0,0089)
Тест на качество подгонки (p -значение)	—	—	0,41	0,61	0,95

В табл. 3 приведены результаты оценивания параметров тех копул, для которых критерий Акаике принимает минимальные значения. В целях экономии объема статьи здесь не приведены результаты оценивания копул, значения AIC для которых превосходят указанные в табл. 3. Таким образом, по информационному критерию Акаике наиболее подходящей копулой для описания совместного распределения переменных X и Y в 2014 и 2015 г. оказалась копула Франка, а в 2016 г. — Клейтона.

Проверим, согласуется ли наиболее подходящая копула с эмпирическими данными в каждый год периода 2014—2016 гг. Для этого будем применять тест, основанный на использовании статистики Крамера — Мизеса (см. например, (Genest et al., 2009; Фантаццини, 2011в)). Опишем методику применения теста на качество подгонки копула-модели.

Пусть C — двумерная копула-модель для рассматриваемой выборки. Необходимо проверить нулевую гипотезу:

$$H_0 : C \in C_A = \{C_\alpha : \alpha \in \mathbf{A}\} \text{ против альтернативы } H_1 : C \notin C_A,$$

где $C_\alpha(\cdot)$ — копула из семейства C_A , α — вектор параметров копулы $C_\alpha(\cdot)$, \mathbf{A} — пространство параметров.

В работе (Genest et al., 2009) статистика Крамера — Мизеса была применена для получения следующей критической статистики:

$$S_n = n \int_{[0,1]^2} (\hat{C}_n(u, v) - C_{\hat{\alpha}}(u, v))^2 d\hat{C}_n(u, v) = \sum_{i=1}^n (\hat{C}_n(\hat{u}_i, \hat{v}_i) - C_{\hat{\alpha}}(\hat{u}_i, \hat{v}_i))^2,$$

где $\hat{C}_n(u, v) = (n+1)^{-1} \sum_{j=1}^n I(\hat{u}_j \leq u, \hat{v}_j \leq v)$ — эмпирическая копула; псевдонаблюдения \hat{u}_i и \hat{v}_i вычисляются согласно (3).

Предельное распределение статистики S_n зависит от вида семейства копул, описанного в нулевой гипотезе, а также от оценки $\hat{\alpha}$ вектора параметров α (Genest et al., 2009). Поэтому асимптотическое распределение статистики S_n не может быть протабулировано. Приближенные p -значения могут быть получены с помощью параметрической бутстреп-процедуры (описание см., например, в (Genest et al., 2009; Фантаццини, 2011в)). Функция `ViCopGofKendall` из пакета `CDVine` программы R реализует тест на качество подгонки, основанный на статистике S_n . В последней строке табл. 3 приведены приближенные p -значения теста, полученные с помощью вызова функции `ViCopGofKendall`. Видно, что нулевая гипотеза H_0 не может быть отвергнута. Следовательно, можно принять, что в каждый год периода 2014—2016 гг. наиболее подходящая копула согласуется с эмпирической копулой. Поэтому для описания совместных распределений показателей X и Y в 2014 и 2015 г. будем использовать копулу Франка, а в 2016 г. — копулу Клейтона.

Найденные копулы позволяют охарактеризовать зависимости между исследуемыми показателями в среднем и асимптотику в хвостах совместного распределения. Так, в 2012 и 2013 г. совместное распределение показателей X и Y может быть описано копулой независимости. Это означает, что в этот период микрофинансовая обеспеченность регионов не оказывала какого-либо влияния на развитие МБ. В 2014—2016 гг. между исследуемыми показателями появляется значимая положительная взаимосвязь, описываемая копулами Франка и Клейтона. Рассмотрим свойства этих копул более подробно.

Копулы Франка и Клейтона являются однопараметрическими. Они относятся к семейству архимедовых и описываются следующими зависимостями (Воуе, 2002):

$$C_{FR}(u, v; \alpha) = -\frac{1}{\alpha} \ln \left(1 + \frac{(\exp(-\alpha u) - 1)(\exp(-\alpha v) - 1)}{\exp(-\alpha) - 1} \right), \quad \alpha \in (-\infty, \infty) \setminus 0;$$

$$C_{CL}(u, v; \alpha) = \max \left[(u^{-\alpha} + v^{-\alpha} - 1)^{-1/\alpha}, 0 \right], \quad \alpha \in [-1, \infty) \setminus 0.$$

Если параметр $\alpha > 0$, то копула Клейтона примет вид (Фантаццини, 2011а):

$$C_{CL}(u, v; \alpha) = (u^{-\alpha} + v^{-\alpha} - 1)^{-1/\alpha}.$$

Из (Фантаццини, 2011а) известно, что положительные параметры α копул Франка и Клейтона интерполируют структуру зависимости, промежуточную между независимостью ($\alpha = 0$) и абсолютной положительной зависимостью ($\alpha \rightarrow +\infty$).

Оценки параметров полученных копул положительны (см. табл. 3). Хотя для 2014 и 2015 г. копула-модель Франка оставалась неизменной, ММП-оценка ее параметра в 2015 г. увеличилась почти в 1,5 раза по сравнению с 2014 г. Это отражает усиление тесноты статистической зависимости между показателями X и Y в 2015 г. по сравнению с 2014 г. В 2016 г. произошла смена копула-модели и некоторое падение величин коэффициентов ранговой корреляции по сравнению с 2015 г. (см. табл. 2). Таким образом, полученные копулы интерполируют не очень сильные положительные зависимости между исследуемыми показателями.

Копулы Франка и Клейтона являются симметричными, однако асимптотические свойства копулы Франка в хвостах распределения отличаются от свойств копулы Клейтона.

На рис. 4—5 представлены графики плотности копул Франка и Клейтона. На рис. 5 видно, что в окрестности точки $(0, 0)$ наблюдается резкий рост плотности копулы Клейтона. Такое поведение плотности отражает тот факт, что копула Клейтона имеет нижнюю хвостовую зависимость (Nelsen, 2006), т.е.

$$\lambda^L = \lim_{u \rightarrow +0} P(Y \leq G^{-1}(u) | X \leq F^{-1}(u)) = \lim_{u \rightarrow +0} P(X \leq F^{-1}(u) | Y \leq G^{-1}(u)) > 0,$$

где λ^L — коэффициент нижней хвостовой зависимости; F^{-1} и G^{-1} — функции, обратные функциям частных распределений случайных величин X и Y .

Наличие нижней хвостовой зависимости означает положительную вероятность появления экстремально низких значений у одной из случайных переменных при условии, что и другая переменная принимает экстремально низкие значения.

Асимптотическая зависимость в верхнем хвосте распределения для копулы Клейтона отсутствует, т.е.

$$\lambda^U = \lim_{u \rightarrow 1-0} P(Y > G^{-1}(u) | X > F^{-1}(u)) = \lim_{u \rightarrow 1-0} P(X > F^{-1}(u) | Y > G^{-1}(u)) = 0,$$

где λ^U — коэффициент верхней хвостовой зависимости.

На рис. 4 видно, что в окрестности точек $(0, 0)$ и $(1, 1)$ резкого роста плотности копулы Франка не наблюдается. Это объясняется тем, что в отличие от копулы Клейтона копула Франка не имеет

хвостовой зависимости, так как ее коэффициенты нижней и верхней хвостовой зависимости равны нулю (Nelsen, 2006):

$$\lambda^L = \lim_{u \rightarrow +0} P(Y \leq G^{-1}(u) | X \leq F^{-1}(u)) = \lim_{u \rightarrow +0} P(X \leq F^{-1}(u) | Y \leq G^{-1}(u)) = 0,$$

$$\lambda^U = \lim_{u \rightarrow 1-0} P(Y > G^{-1}(u) | X > F^{-1}(u)) = \lim_{u \rightarrow 1-0} P(X > F^{-1}(u) | Y > G^{-1}(u)) = 0.$$

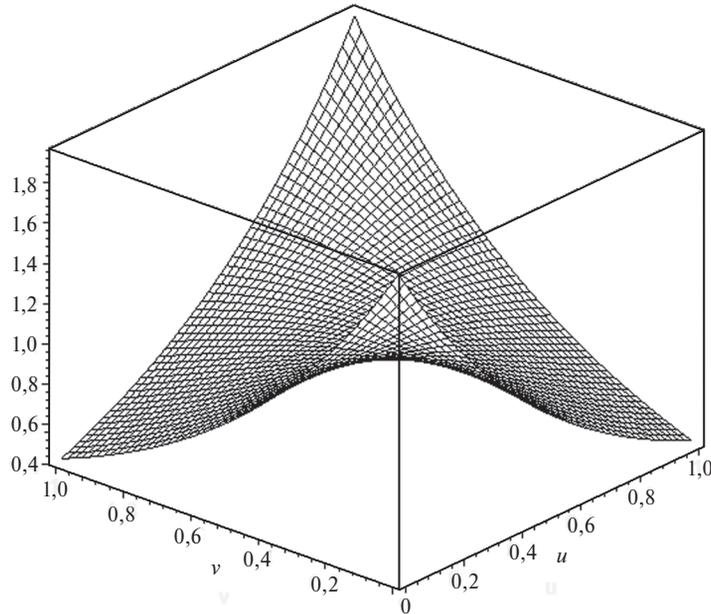


Рис. 4. График плотности копулы Франка ($\hat{\alpha} = 1,513$)

Источник: результаты моделирования авторов.

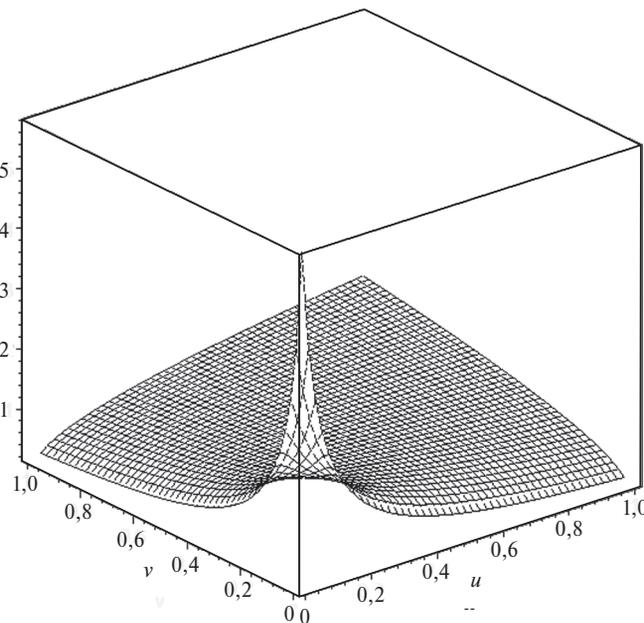


Рис. 5. График плотности копулы Клейтона ($\hat{\alpha} = 0,469$)

Источник: результаты моделирования авторов.

Асимптотическая независимость в нижнем хвосте распределения копулы Франка означает, что аномальное снижение удельной численности МФО в 2014 и 2015 г. не оказывало влияния на падение удельной численности субъектов МБ в регионах.

Оценка коэффициента нижней хвостовой зависимости для копулы Клейтона, вычисленная в программе R с помощью функции `BiCopPar2TailDep`, равна $\lambda_{2016}^L = 0,2285$.

Величина $\lambda_{2016}^L > 0$ отражает появление в 2016 г. асимптотической зависимости в нижнем хвосте копулы Клейтона. Асимптотическая зависимость в нижнем хвосте распределения указывает на то, что в 2016 г. резкое снижение микрофинансовой обеспеченности регионов уже оказывало влияние на падение удельной численности субъектов МБ. Иначе говоря, гипотетическое изъятие МФО из сферы финансирования МБ с ненулевой вероятностью могло в этот период привести к аномальному снижению удельного числа субъектов МБ в регионах.

Таким образом, хотя за период 2012—2016 гг. маргинальные законы распределения исследуемых показателей не изменились, их совместное распределение подверглось существенным трансформациям. Если в 2012 и 2013 г. исследуемые показатели были распределены независимо друг от друга, то в 2013—2016 гг. произошел переход от копулы независимости к копулам Франка и Клейтона.

По нашему мнению, одной из причин изменений вероятностной структуры является долговременный эффект от государственного регулирования сферы МФО, предпринятого в период 2013—2016 гг. Это регулирование давало определенный эффект не только в год его введения, но и в течение всего последующего периода. Как следствие, на протяжении 2013—2016 гг. происходили изменения взаимосвязей между микрофинансовой обеспеченностью региона и уровнем развития МБ в нем. А это, в свою очередь, отразилось и на совместном распределении исследуемых показателей.

4. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В данной работе была проведена оценка влияния мер государственного регулирования сферы МФО на уровень развития малого предпринимательства в регионах. Для этого была исследована вероятностная структура зависимости между микрофинансовой обеспеченностью российских регионов и уровнем развития малого предпринимательства в них. Микрофинансовая обеспеченность регионов и уровень развития малого предпринимательства в российских регионах характеризовались числом МФО и количеством предприятий МБ в расчете на 1 тыс. человек населения региона. Для моделирования структуры зависимости использовался метод копула-функций.

Копулы позволили охарактеризовать зависимости между исследуемыми показателями в среднем и асимптотику в хвостах распределения. Так, в 2012 и 2013 г. показатели были распределены независимо друг от друга, а их совместное распределение описывалось копулой независимости. В 2014—2016 гг. между исследуемыми показателями возникла значимая положительная взаимосвязь, их совместное распределение в 2014 и 2015 г. описывалось копулой Франка, а в 2016 г. — копулой Клейтона. Если в 2014 и 2015 г. имела место асимптотическая независимость в хвостах распределения, то в 2016 г. появилась асимптотическая зависимость в нижнем хвосте распределения.

Таким образом, в период 2012—2016 гг. произошли трансформации вероятностной структуры зависимости исследуемых показателей: от копулы независимости к копуле Франка, а затем к копуле Клейтона. По нашему мнению, эти трансформации являются следствием долговременного эффекта от мер государственного регулирования сферы МФО, предпринятых в период 2013—2016 гг. Действительно, активное регулирование сферы микрофинансов началось в 2013 г., когда для ее регулирования в законодательство было внесено значительное число изменений. Можно ожидать, что меры государственного регулирования обеспечили определенный эффект не только в том году, когда они вводились, но и в последующие годы. Как результат, на протяжении всего периода 2013—2016 гг. наблюдались существенные трансформации в совместном распределении исследуемых показателей.

Изменения в совместном распределении могут продолжаться и в будущем. Ежегодный мониторинг вероятностной структуры зависимости между уровнем развития малого предприниматель-

ства в регионах и их микрофинансовой обеспеченностью может помочь оценить результаты применения государственного регулирования к сфере микрофинансов.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Белоусов А.Л. (2015). Регулирование деятельности микрофинансовых организаций: проблемы и перспективы развития // *Финансы и кредит*. № 26. С. 39—46.
- Бурдун Г.Д., Марков Б.Н. (1985). Основы метрологии. М.: Изд-во стандартов.
- Карпушин Е.С. (2016). Развитие рынка микрофинансовых организаций России: конфликт интересов инвесторов, заемщиков и государства // *Вопросы экономики*. № 9. С. 150—158.
- Кендалл М., Стьюарт А. (1973). Статистические выводы и связи. М.: Наука.
- Ковалева Е.А. (2011). Микрофинансирование — новый инструмент развития малого бизнеса // *Экономические науки*. № 74. С. 271—274.
- Лемешко Б.Ю., Чимитова Е.В. (2003). О выборе числа интервалов в критериях согласия типа χ^2 // *Заводская лаборатория. Диагностика материалов*. Т. 69. С. 61—67.
- Розанова Л.И. (2015). Микрофинансовые организации на региональном рынке: ростовщики или инвесторы // *Финансы и кредит*. 30 (654). С. 40—47.
- Семин Р.Н. (2007). Развитие институциональной среды: финансовая поддержка малого бизнеса // *Дайджест-Финансы*. № 5 (149). С. 31—38.
- Фантащини Д. (2011а). Моделирование многомерных распределений с использованием копула-функций. I // *Прикладная эконометрика*. № 2 (22). С. 98—134.
- Фантащини Д. (2011б). Моделирование многомерных распределений с использованием копула-функций. II // *Прикладная эконометрика*. № 3 (23). С. 98—132.
- Фантащини Д. (2011в). Моделирование многомерных распределений с использованием копула-функций. III // *Прикладная эконометрика*. № 4 (24). С. 100—130.
- Шахназарян Г.Э. (2016). Сравнительный анализ правового регулирования деятельности коммерческих микрофинансовых институтов в странах Евразийского экономического союза // *Финансы и кредит*. № 12 (684). С. 24—39.
- Babajide A. (2012). Effects of Microfinance on Micro and Small Enterprises (MSEs) Growth in Nigeria // *Asian Economic and Financial Review*. Vol. 2. P. 463—477.
- Balakrishnan N., Lai C.-D. (2009). Continuous Bivariate Distributions. New York: Springer.
- Baydas M. (1994). Credit Rationing in Small Scale Enterprises: Special Microenterprise Programs in Ecuador // *Journal of Development Studies*. Vol. 31 (2). P. 279—308.
- Baydas M. (2004). Market Assessment for Housing Microfinance. In: Daphis F., Ferguson B. (eds) "Housing Microfinance: A Guide to Practice". Bloomfield: Kumarian Press.
- Bouye E. (2002). Multivariate Extremes at Work for Portfolio Risk Measurement // *Finance*. Vol. 23 (2). P. 125—144.
- Breymann W., Dias A., Embrechts P. (2003). Dependence Structures for Multivariate High-Frequency Data in Finance // *Quantitative Finance*. Vol. 3. P. 1—14.
- Collins D., Morduch J., Rutherford S., Ruthven O. (2009). Portfolios of the Poor: How the World's Poor Live on \$2 a Day. Princeton: Princeton University Press.
- Dichter T., Harper M. (2007). What's Wrong with Microfinance? Warwickshire: Practical Action Publishing.
- Genest C., Rémillard B., Beaudoin D. (2009). Goodness-of-Fit Tests for Copulas: A Review and Power Study // *Insurance: Mathematics and Economics*. Vol. 44 (2). P. 199—213.
- Guerin I., Labie M., Servet J.-M. (2015). The Crises of Microcredit. New York: Zed Books.
- Khandker S.R. (2005). Microfinance and Poverty: Evidence Using Panel Data from Bangladesh // *The World Bank Economic Review*. Vol. 19. P. 263—286.
- Ledgerwood J., White V. (2006). Transforming Microfinance Institutions: Providing Full Financial Services to the Poor. Washington: World Bank.
- Nelsen R.B. (2006). An Introduction to Copulas. Lecture Notes in Statistics. New York: Springer-Verlag.

- Ngoasong M.Z., Kimbu A.N.** (2016). Informal Microfinance Institutions and Development-led Tourism Entrepreneurship // *Tourism Management*. Vol. 52. P. 430—439.
- Sklar A.** (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges // *Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris*. Vol. 8. P. 229—231.
- Tucker M., Miles G.** (2004). Financial Performance of Microfinance Institutions: A Comparison to Performance of Regional Commercial Banks by Geographic Regions // *Journal of Microfinance/ ESR Review*. Vol. 6 (1). P. 41—54.
- Woolcock M.** (1999). Learning from Failures in Microfinance: What Unsuccessful Cases Tell Us How Group Based Programs Work // *American Journal of Economics and Sociology*. Vol. 58 (1). P. 17—42.

REFERENCES (with English translation or transliteration)

- Babajide A.** (2012). Effects of Microfinance on Micro and Small Enterprises (MSEs) Growth in Nigeria. *Asian Economic and Financial Review*, 2, 463—477.
- Balakrishnan N., Lai C.-D.** (2009). Continuous Bivariate Distributions. New York: Springer.
- Baydas M.** (1994). Credit Rationing in Small Scale Enterprises: Special Microenterprise Programs in Ecuador. *Journal of Development Studies*, 31 (2), 279—308.
- Baydas M.** (2004). Market Assessment for Housing Microfinance. In: Daphis F., Ferguson B. (eds) "Housing Microfinance: A Guide to Practice". Bloomfield: Kumarian Press.
- Belousov A.L.** (2015). The Regulation of Microfinance Institutions: Problems and Prospects. *Finances and Credit*, 26 (650), 39—46 (in Russian).
- Bouye E.** (2002). Multivariate Extremes at Work for Portfolio Risk Measurement. *Finance*, 23 (2), 125—144.
- Breymann W., Dias A., Embrechts P.** (2003). Dependence Structures for Multivariate High-Frequency Data in Finance. *Quantitative Finance*, 3, 1—14.
- Burdun G.D., Markov B.N.** (1985). Basics of Metrology. Moscow: Publishing House of Standards (in Russian).
- Collins D., Morduch J., Rutherford S., Ruthven O.** (2009). Portfolios of the Poor: How the World's Poor Live on \$2 a Day. Princeton: Princeton University Press.
- Dichter T., Harper M.** (2007). What's Wrong with Microfinance? Warwickshire: Practical Action Publishing.
- Fantazini D.** (2011c). Modeling Multidimensional Distributions Using Copula Functions. III. *Applied econometrics*, 4 (24), 100—130 (in Russian).
- Fantazini D.** (2011a). Modeling Multidimensional Distributions Using Copula Functions. I. *Applied econometrics*, 2 (22), 98—134 (in Russian).
- Fantazini D.** (2011b). Modeling Multidimensional Distributions Using Copula Functions. II. *Applied econometrics*, 3 (23), 98—132 (in Russian).
- Genest C., Rémillard B., Beaudoin D.** (2009). Goodness-of-Fit Tests for Copulas: A Review and Power Study. *Insurance: Mathematics and Economics*, 44 (2), 199—213.
- Guerin I., Labie M., Servet J.-M.** (2015). The Crises of Microcredit. New York: Zed Books.
- Karpushin E.S.** (2016). Development of the Market for Microfinance Organizations in Russia: Conflict of Interests of Investors, Borrowers and the State. *Issues of Economics*, 9, 150—158 (in Russian).
- Kendall M., Stuart A.** (1973). Statistical Findings and Links. Moscow: Nauka (in Russian).
- Khandker S.R.** (2005). Microfinance and Poverty: Evidence Using Panel Data from Bangladesh. *The World Bank Economic Review*, 19, 263—286.
- Kovaleva E.A.** (2011). Microfinance is a New Tool for Small Business Development. *Economic science*, 74, 271—274 (in Russian).
- Ledgerwood J., White V.** (2006). Transforming Microfinance Institutions: Providing Full Financial Services to the Poor. Washington: World Bank.
- Lemeshko B.Yu., Chimitova E.V.** (2003). On the Choice of the Number of Intervals in the Criteria of Type Agreement. *Factory Laboratory. Diagnostics of Materials*, 69, 61—67 (in Russian).
- Nelsen R.B.** (2006). An Introduction to Copulas. Lecture Notes in Statistics. New York: Springer-Verlag.
- Ngoasong M.Z., Kimbu A.N.** (2016). Informal Microfinance Institutions and Development-led Tourism Entrepreneurship. *Tourism Management*, 52, 430—439.

- Rozanova L.I.** (2015). Microfinance Organizations in the Regional Market: Usurers or Investors. *Finance and Credit*, 30 (654), 40—47 (in Russian).
- Semin R.N.** (2007). Development of the Institutional Environment: Financial Support of Small Business. *Digest Finance*, 13(149), 31—38 (in Russian).
- Shahnazaryan G.E.** (2016). Comparative Analysis of the Legal Regulation of the Activities of Commercial Microfinance Institutions in the Countries of the Eurasian Economic Union. *Finance and Credit*, 12 (684), 24—39 (in Russian).
- Sklar A.** (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. *Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris*, 8, 229—231.
- Tucker M., Miles G.** (2004). Financial Performance of Microfinance Institutions: A Comparison to Performance of Regional Commercial Banks by Geographic Regions. *Journal of Microfinance/ ESR Review*, 6 (1), 41—54.
- Woolcock M.** (1999). Learning from Failures in Microfinance: What Unsuccessful Cases Tell Us How Group Based Programs Work. *American Journal of Economics and Sociology*, 58 (1), 17—42.

The Study of Dependence Structure between Small Business Development and Microfinance Security of Russian Regions

E.G. Repina^{i,*}, L.K. Shiryaeva^{i,**}, E.A. Fedorova^{ii,***}

ⁱ Samara State University of Economics, Samara, Russia

ⁱⁱ Financial University under the government of the Russian Federation, Higher school of Economics, Moscow, Russia

* E-mail: violet261181@mail.ru ** E-mail: shiryaeva_lk@mail.ru

*** E-mail: ecolena@mail.ru

Received 9.02.2018

The hypothesis about the change of dependence structure between the level of the small business (SB) development and security of the regional microfinance institutions (MFIs) in connection with the state regulation of MFI activities in 2013—2016 is advanced. The level of small business development and microfinance security of Russian regions are described by the number of small business enterprises and the number of registered MFIs per 1,000 people population of the region. The dependence structure is modeled using the copula-function method. The selection of a suitable copula is based on minimizing the AIC information criterion. The goodness of fit of the copula is checked by means a test based on Cramer-von Mises statistics. The probabilistic structure of the dependency between the MFIs security and the SB level in the period 2012—2016 has transformed from independence copula in 2012—2013 to Frank's copula in 2014—2015 and Clayton's copula in 2016. It is concluded that the transformations of the probabilistic structure of the studied dependence in 2012—2016 are explained to the long-time effect because of the state regulation measures of the MFI sphere in 2013—2016. The novelty of the work lies in assessing the impact of state regulation measures in the field of MFIs on the level of small business development in the regions based on the copula-function method.

Keywords: microfinance organizations, small business, copula-function method, independent copula, Archimedean copulas, maximal likelihood method, tail dependencies, AIC information criterion, Cramer-von Mises statistics.

JEL Classification: C52, E58, G21, O160.

DOI: 10.31857/S042473880004680-7