

УДК 336

**НОВЫЙ ПОДХОД К ОЦЕНКЕ ФИНАНСОВЫХ РИСКОВ
НА ОСНОВЕ ФРАКТАЛЬНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ***магистр. экон. наук, Ю.Ю. СИДОРЕНКО**(Белорусский торгово-экономический университет потребительской кооперации, Гомель)*

Анализируются характеристики поведения основных систематических риск-факторов (курсов доллара США, евро и российского рубля к белорусскому, процентных ставок по долгосрочным и краткосрочным кредитам юридическим лицам в белорусских рублях и СКВ, индексов потребительских цен и цен производителей Республики Беларусь) и доказывается, что традиционный подход к оценке рисков на основании допущений о том, что значения риск-факторов распределены нормально либо логнормально, приводит к катастрофической недооценке размера финансовых рисков. Избежать этого, по мнению автора, можно посредством применения фрактального подхода к оценке степени риска и использования показателя Херста в качестве первичного показателя риска.

В условиях финансового кризиса, когда рынки всего мира характеризуются крайне высокой изменчивостью и непредсказуемостью, достоверно оценить уровень финансовых рисков с помощью традиционных методов становится проблематично, и потому особую актуальность приобретает поиск новых подходов к оценке рисков.

Традиционная количественная оценка финансовых рисков предполагает расчет дисперсии и стандартного отклонения риск-фактора как меры колеблемости относительно ожидаемого среднего, которые позволяют оценить интервал, ограниченный нижним и верхним пределами (так называемый коридор значений), в котором с заданной вероятностью располагаются возможные значения фактора риска. Многие авторы, среди которых Маршалл Дж.Ф. и Бансал В.К. [1], Боровкова В.А. [2], Хохлов Н.В. [3], Уродовских В.Н. [4], Чекулаев М.В. [5], Демиденко Д.В. [6] в своих расчетах по оценке возможного диапазона изменений и вероятности конкретного значения риск-фактора применяют законы нормального распределения непосредственно к абсолютным значениям цен, курсов валют, прибылей, доходов, потерь и прочих финансовых показателей. Но Галиц Л., например, считает такой подход слишком упрощенным и приводящим к недостоверной оценке рисков [7]. Он, а также Абдрахманова Г.Т. [8], Беннинга Ш. [9], Винс Р. [10], Лобанов А.А. и Чугунов А.В. [11] считают, что данные показатели имеют логарифмически нормальное распределение, то есть нормально распределены не сами финансовые цены (курсы валют и акций, цены товаров и активов, процентные ставки), а логарифмы их ценовых отношений, которые получаются путем деления двух последовательных финансовых цен.

Если знание текущего значения стандартного отклонения (σ) и допущение о нормальности распределения значений факторов риска или их логарифмов, согласно которому в пределах $\pm 3\sigma$ с вероятностью 99,73% будут лежать будущие значения, позволяет построить удовлетворительный прогноз, то можно сказать, что риск может быть оценен с достаточной точностью. Для проверки данной гипотезы автором были построены скользящие цепные прогнозы на 1, 3, 6 и 12 месяцев по основным систематическим риск-факторам: курсам доллара США, евро и российского рубля к белорусскому, процентным ставкам по долгосрочным и краткосрочным кредитам юридическим лицам в национальной валюте и СКВ, индексам потребительских цен и цен производителей Республики Беларусь.

Сравнение результатов прогнозирования курса доллара США к белорусскому рублю за 2002 – 2013 годы (табл. 1), показывающее отклонение фактических значений от нижней или верхней границы коридора прогнозных значений в процентах на основании допущений о нормальности и логнормальности распределений показывает, что ни одно из них не позволяет предсказать резкие изменения в поведении риск-фактора, даже несмотря на то, что при прогнозировании на основании допущения о нормальности распределения ширина коридоров прогнозных значений в процентах от среднего прогнозного значения в 2-3 раза превышает аналогичный показатель при прогнозировании на основании логнормального распределения и достигает ширины в 597,2% при прогнозировании на год против 175,2%. За счет этого количество мелких выходов за пределы коридора возможных значений при прогнозировании на основании допущения о логнормальности распределения гораздо больше, однако крупных выходов столько же сколько и при прогнозировании на основании допущения о нормальности распределения. Причем величины данных выходов при прогнозировании на месяц, квартал и полгода практически равнозначны и только при прогнозировании на год на основании допущения о нормальности распределения недооценка составила 23,4% и 77,1% на основании допущения о логнормальности распределения. То есть на столько процентов самое пессимистическое ожидание относительно изменения курса доллара США недооценило реальность.

Таблица 1

Сравнение результатов прогнозирования курса доллара США к белорусскому рублю на основании допущений о нормальности и логнормальности его распределения за 2002 – 2013 годы

Дата	Отклонение фактических значений от нижней или верхней границы коридора прогнозных значений, %							
	Нормальное распределение				Логнормальное распределение			
	Месяц	3 месяца	6 месяцев	12 месяцев	Месяц	3 месяца	6 месяцев	12 месяцев
Декабрь 2003							-0,61	
Январь 2004					-0,05			
Февраль 2004					-0,24			
Март 2004						-1,80		
Июнь 2004							-3,97	
Март 2005					-0,18	-0,40		
Июнь 2005							-0,57	
Декабрь 2005								-3,59
Май 2006	-0,06							
Июнь 2006		-0,16						
Январь 2008					-0,06			
Февраль 2008					-0,02			
Март 2008						-0,30		
Май 2008					-0,02			
Июнь 2008		-0,13	-0,01		-0,04	-0,37	-1,12	
Ноябрь 2008					+0,93			
Декабрь 2008	+0,01	+0,31	+0,98		+0,63	+3,38	+2,44	+1,10
Январь 2009	+16,37				+17,11			
Март 2009		+22,81				+23,67		
Июнь 2009			+19,61				+20,34	
Декабрь 2009				+21,42				+22,51
Апрель 2011	+3,67				+3,91			
Май 2011	+30,96				+31,46			
Июнь 2011		+57,95	+48,22			+57,92	+52,14	
Декабрь 2011				+23,40				+77,10
Ширина коридора прогнозных значений в % от среднего прогнозного значения								
	от 0,2 до 143,0	от 0,4 до 237,0	от 1,3 до 335,1	от 6,2 до 597,2	от 0,2 до 70,3	от 0,4 до 121,6	от 0,6 до 172,2	от 2,5 до 175,2

Сравнение результатов прогнозирования курсов евро и российского рубля к белорусскому рублю, процентных ставок по краткосрочным кредитам юридическим лицам в белорусских рублях и СКВ, индексов потребительских цен и цен производителей на основании допущений о нормальности и логнормальности их распределений за 2002 – 2013 годы дало аналогичные результаты. Основное отличие долгосрочных процентных ставок в белорусских рублях и СКВ состоит в том, что по ним отсутствуют выходы за пределы коридора при прогнозировании на три, шесть и двенадцать месяцев. К тому же по долгосрочным процентным ставкам в СКВ при прогнозировании на основании допущения о нормальности и логнормальности распределения максимальные выходы составили всего -13,07% и -10,15% соответственно и коридоры возможных значений при прогнозировании на основании допущения о нормальности распределения по всем прогнозам кроме месячных оказались уже чем при прогнозировании на основании допущения о логнормальности распределения: при прогнозировании на полгода и год разница достигла 1,6 и 2,3 раза соответственно. То есть данный фактор риска существенно все отличается по поведению от остальных.

Таким образом, ни допущение о нормальности распределения факторов риска ни допущение о логнормальности их распределения не позволяют, опираясь на объективные статистические данные, сделать прогноз достаточно точным для оценки риска. Но в таком случае встает вопрос об обоснованности таких допущений и их соответствии действительности. Для проверки соответствия фактических распределений нормальному автором проанализировано количество значений каждого риск-фактора, попадающих в определенную сигма-окрестность.

Если оценивать вероятность попадания в определенную окрестность, то в соответствии с нормальным распределением 68,26% всех значений должно попадать в диапазон $\pm \sigma$, еще 27,17% (95,44 – 68,27%) в диапазон $\pm 2\sigma$, 4,29% (99,73 – 95,44) в коридор $\pm 3\sigma$ [5, 7, 12]. То есть за пределы σ могут выходить 31,73% всех значений, за пределы 2σ всего 4,56% значений и лишь 0,27% значений могут выходить за пределы 3σ . В случае, если нормально распределена сама величина в эти окрестности

должны попадать ее абсолютные значения, а если величина распределена логнормально, то в эти окрестности должны попадать логарифмы изменений данной величины.

По каждому фактору риска автором исследовалось 131 значение за период с 2002 по 2013 год (первый год берется для оценки сигма, а потом смещаемся на один месяц для оценки σ за предыдущие 12 месяцев и оцениваем, насколько σ фактический показатель отклонился от центра распределения). Фактические данные о выходах за пределы определенной сигма-окрестности и их удельные веса в общем количестве значений сравниваются с теоретической вероятностью появления данных выходов за пределы определенной сигма-окрестности в соответствии с нормальным распределением. Сравнение распределений фактических абсолютных значений и логарифмических изменений курса доллара США к белорусскому рублю с теоретическим нормальным распределением за 2002 – 2013 годы представлено в таблице 2 (поскольку в литературе вероятности по нормальному распределению необходимой для расчетов точности отсутствуют, автор использовал стандартную функцию MS Excel НОРМСТРАСП(z), позволяющую определить вероятность попадания в определенную сигма-окрестность, в результате чего некоторые значения не совпадают с теоретическими на сотые доли процентов).

Таблица 2

Сравнение распределений фактических абсолютных значений и логарифмических изменений курса доллара США к белорусскому рублю с теоретическим нормальным распределением за 2002 – 2013 годы

Сигма-окрестность	Нормальное распределение		Фактические значения			
	Вероятность, %	Кол-во	по абсолютным величинам		по логарифмам изменений	
			уд. вес, %	Кол-во	уд. вес, %	Кол-во
В пределах σ	68,2689492	89	84,73282443	111	64,88549618	85
За пределами σ	31,7310508	42	15,26717557	20	35,11450382	46
За пределами 2σ	4,5500264	6	6,870229008	9	16,03053435	21
За пределами 3σ	0,2699796	0	3,816793893	5	9,160305344	12
За пределами 4σ	0,0063342	0	3,053435115	4	5,34351145	7
За пределами 5σ	0,0000573	0	2,290076336	3	3,053435115	4
За пределами 6σ	0,0000002	0	2,290076336	3*	3,053435115	4**

* в том числе изменения на $8,2\sigma$, $19,6\sigma$ и $20,2\sigma$; ** в том числе изменения на $7,2\sigma$, $10,1\sigma$, $23,4\sigma$ и $25,8\sigma$.

Если оценивать распределение абсолютных величин, то в пределы $\pm\sigma$ попадает 84,73%, что гораздо больше 68,27%, предсказываемых нормальным распределением, однако за 11 лет произошло три выброса за 8 сигма. Если оценивать логарифмы изменений, то в диапазон $\pm\sigma$ попадает 64,89% всех значений, что гораздо ближе к нормальному распределению, но выбросы также катастрофически больше предсказываемых последним. Схематическое сравнение нормального распределения и фактических распределений абсолютных величин и логарифмических изменений курса доллара США к белорусскому рублю представлено на рисунке 1.

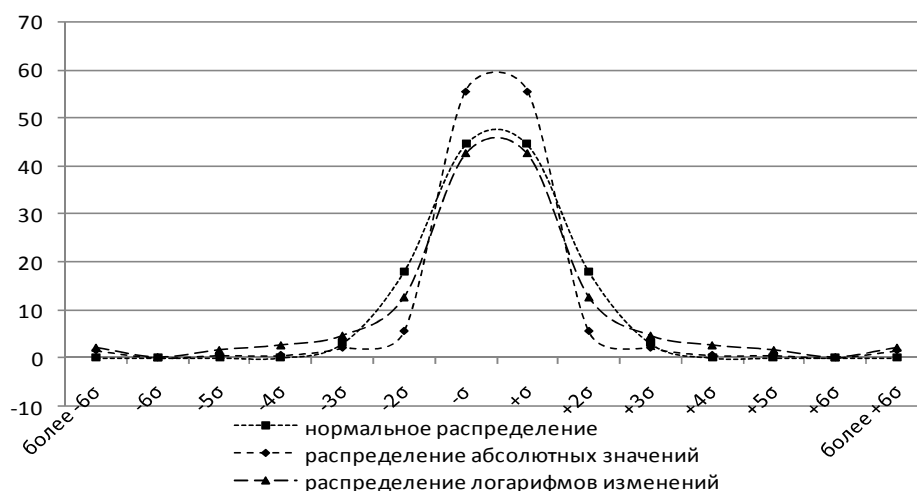


Рис. 1. Схематическое сравнение нормального распределения и фактических распределений абсолютных величин и логарифмических изменений курса доллара США к белорусскому рублю

На схеме хорошо видно, что распределение логарифмов изменений курса доллара США к белорусскому рублю гораздо ближе к нормальному, чем распределение абсолютных значений, но в обоих случаях так называемые «хвосты распределений» являются существенно более «толстыми», чем предсказано нормальностью.

Некоторые исследователи признают, что реальные рыночные цены распределены не по логарифмически нормальному закону, а по закону с более «толстыми» хвостами. То есть как пишет, например, Галиц Л. вероятность крупных смещений рыночных цен в действительности «несколько выше», чем предсказывает логарифмически нормальный закон [7]. Петерс Э. приводит высказывание Стержа (Sterge, 1989), который заметил, что «очень большие (три или больше стандартных отклонения) изменения цен могут ожидаться в два-три раза чаще, чем предсказано нормальностью» [13, с. 48]. Однако приведенные в таблице 2 данные показывают, что вероятность крупных изменений не «несколько выше», и даже не в два-три раза выше. Удельный вес выходов по фактическим значениям абсолютных величин за пределы 3σ в 14 раз, а за пределы 4σ в 482 раза превышает вероятность, предсказываемую нормальным распределением. А по фактическим значениям логарифмов изменений эти превышения еще больше: в 34 и 843 раза соответственно.

В соответствии с традиционным подходом к статистической оценке риска изменение больше чем на 6σ может произойти в двух случаях из миллиарда, то есть даже, если предположить что все дни в году рабочие такое событие может случиться 1 раз в 1млн 369 тыс. 863 года, в то время как в действительности в изменениях курса доллара США к белорусскому рублю за последние 12 лет 4 подобных случая, причем изменения происходили на $7,2\sigma$, $10,1\sigma$, и даже на $23,4\sigma$ и $25,8\sigma$.

Анализ распределений фактических абсолютных значений и логарифмических изменений курсов евро и российского рубля к белорусскому рублю, процентных ставок по краткосрочным кредитам юридическим лицам в белорусских рублях и СКВ, индексов потребительских цен Республики Беларусь за 2002 – 2013 годы дал результаты аналогичные поведению курса доллара США с той лишь разницей, что максимальные выбросы достигали $10,4\sigma$. Максимальный выброс по индексу цен производителей составил $25,1\sigma$. Радикальные отличия в распределении фактических абсолютных значений и логарифмических изменений наблюдались по долгосрочным процентным ставкам в белорусских рублях и СКВ: в первом случае нет ни одного выброса за 4σ , во втором – за пределы 5σ по абсолютным величинам и 4σ по логарифмам изменений. К тому же по долгосрочным процентным ставкам в СКВ в пределах 3σ фактические распределения как по абсолютным величинам, так и по логарифмическим изменениям практически совпадают с теоретическим нормальным распределением.

Обычно при анализе и моделировании поведения риск-факторов выбросы, которые представляют собой крайние значения, исключают, но именно они, на взгляд автора, и характеризуют риск, поскольку, во-первых, являются не столь маловероятными, как гласит теория (что доказано выше), а, во-вторых, могут быть, настолько велики, что пренебрежение ими недопустимо (это будет доказано ниже).

Главная особенность нормального распределения состоит в том, что он является предельным законом, к которому приближаются другие законы распределения при весьма часто встречающихся условиях. Доказано, что сумма достаточно *большого числа независимых* (или слабо зависимых) *случайных величин*, подчиненных каким-либо законам распределения, приближенно подчиняется нормальному закону, и это выполняется тем точнее, чем большее количество случайных величин суммируется. Основное ограничение, налагаемое на суммируемые величины, состоит в том, что они *все должны играть в общей сумме относительно малую роль*. Если ни одна из случайно действующих величин по своему действию не окажется преобладающей над другими, то закон распределения очень близко подходит к нормальному [14].

То есть в нормальном распределении большие изменения случаются по причине большого количества малых изменений. Однако на самом деле большие изменения риск-факторов происходят как следствие малого количества больших изменений. Для доказательства данного факта автором был проведен анализ накопленных изменений, для чего были рассчитаны и взяты по модулю ежемесячные логарифмические изменения факторов риска, которые ранжировались по убыванию, и оценивался вклад самого большого изменения в конечный результат, затем второго по величине в сумме с первым и т. д.

В результате выяснено, что ежемесячные логарифмические изменения курса доллара США к белорусскому рублю очень хорошо описываются правилом Парето (рис. 2), в соответствии с которым 80% конечного результата обеспечивают 20% наибольших изменений. Было исследовано 143 ежемесячных изменения, из которых 14 самых больших, составляющие 10%, внесли 70%-ный вклад в суммарное изменение, а 28 самых больших изменений (20%) – 80%-ный вклад.

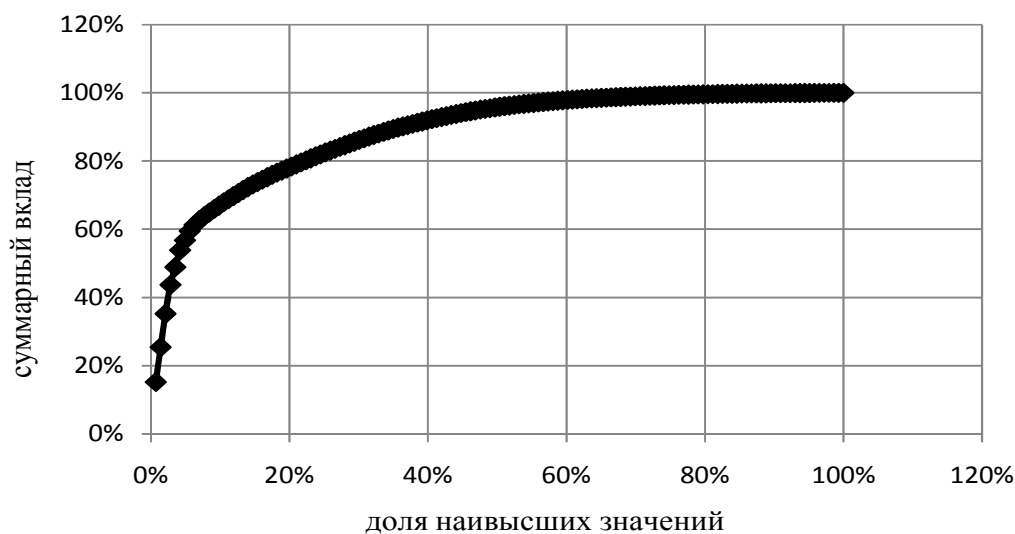


Рис. 2. Вклад наивысших значений в суммарное изменение курса доллара США к белорусскому рублю за 2002 – 2013 годы

Графики ранжированных по убыванию ежемесячных логарифмических изменений курсов евро и российского рубля к белорусскому рублю, процентных ставок по долгосрочным и краткосрочным кредитам юридическим лицам в белорусских рублях и СКВ, индексов потребительских цен и цен производителей Республики Беларусь за 2002 – 2013 годы также представляют собой гиперболы. По этим факторам риска неравномерность менее выражена, чем по курсу доллара США: вклад 10% наивысших значений в конечный результат по курсу евро составляет 40,4%, по курсу российского рубля – 44,8%, по краткосрочным ставкам в национальной валюте 30,3%, в СКВ – 30,9%, по долгосрочным ставкам в национальной валюте 32,0%, в СКВ – 45,7%, по индексам потребительских цен – 37,8%, по индексам цен производителей – 42,0%. Однако даже этих величин достаточно, чтобы сделать однозначный вывод о несоответствии поведения данных риск-факторов равномерному нормальному распределению.

Мандельброт Б. исследовал ежедневные колебания на рынках акций, валют, опционов и т.п. за несколько десятилетий и пришел к выводу, что правило Парето следует определять соотношением не 20/80, а 1/50, то есть 1% наиболее значимых событий дает 50%-ный вклад в итоговый результат [15].

Проведенный автором анализ ежедневных логарифмических изменений курса доллара США к белорусскому рублю за период с 1 апреля 1996 года по 31 декабря 2013 года (чтобы нейтрализовать влияние деноминации все данные до 01.01.2000 года были разделены на 1000), показал, что 1% изменений внес вклад 29,7% в общее изменение за этот период. По курсу российского рубля к белорусскому рублю этот показатель за период с 1 апреля 1995 года по 31 декабря 2013 года составил 1% к 24,3%. По курсу евро к белорусскому рублю показатель за период с 1 января 2002 по 31 декабря 2013 года составил лишь 1% к 12,9%, что связано, скорее всего, с непродолжительностью периода существования евро. То есть с ростом количества суммируемых изменений рассматриваемые распределения не приближаются к нормальному, как гласит теория, а наоборот отдаляются от него. А самое главное, что маловероятный 1% изменений может иметь столь значительные последствия, что полностью исключает возможность использования законов нормального распределения даже как первого приближения при оценке степени рисков.

В связи с этим утверждение Парето о том, что доход (как один из представителей финансовых цен) хорошо аппроксимируется логнормальным распределением, за исключением приблизительно 3% наивысших индивидуальных доходов [13] является аргументом не в пользу использования логарифмически нормального распределения для оценки рисков, а в пользу отказа от него.

Большой вклад, вносимый малым количеством изменений, гораздо ближе к распределению Парето (в случае с долларом США полностью ему соответствует), которое является разновидностью степенных распределений. Особенностью гиперболы степенного распределения является то, что в двойных логарифмических координатах она превращается в прямую. Поскольку по курсу доллара США к белорусскому рублю, вклад наивысших значений очень велик и распределение слишком неравномерно, в двойных логарифмических координатах мы получаем кривую (рис. 3), которую можно разделить на три прямолинейных участка, что свидетельствует о том, что на каждом из них действуют свои закономерности.

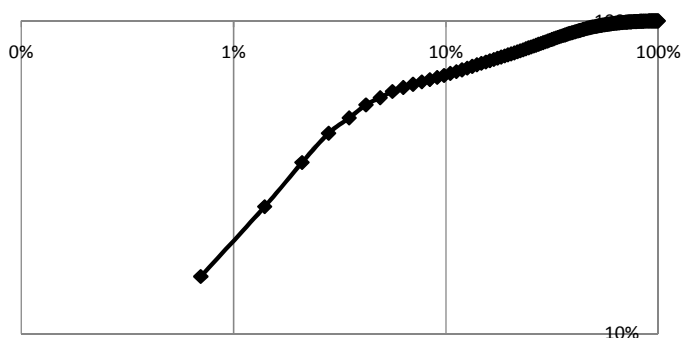


Рис. 3. Вклад наивысших значений в суммарное изменение курса доллара США к белорусскому рублю за 2002 – 2013 годы в двойных логарифмических координатах

По всем остальным факторам риска гиперболы, отражающие их накопленные логарифмические изменения в двойных логарифмических координатах превращаются в линию, близкую к прямой, и чем более ярко выражена неравномерность тем заметнее перелом на линии, который означает наличие разных закономерностей на разных участках. Прямая линия в двойных логарифмических координатах является указанием на наличие степенного закона распределения, который имеет бесконечную дисперсию, что не позволяет оценить вероятность того или иного исхода, а значит и степень риска. В этом случае при оценке рисков невозможно воспользоваться не только допущениями о нормальности или логнормальности распределений, но и теоремой Чебышева, которая позволяет оценить вероятность отклонения даже в случае, если распределение вероятностей неизвестно, поскольку основным условием последней является то, что дисперсия у случайной величины не бесконечна [5, 16].

В связи с этим ставится под вопрос корректность применения наиболее популярного на сегодняшний день метода оценки рисков VAR (value at risk – «стоимость под риском»). «Стоимость под риском» (VAR) представляет собой показатель статистической оценки выраженного в денежной форме максимально возможного размера финансовых потерь при установленном виде распределения вероятности факторов, влияющих на стоимость активов (инструментов), а также заданном уровне вероятности возникновения этих потерь на протяжении расчетного периода времени [17]. Как видно из определения, основным элементом расчета данного показателя является установленный риск-менеджером вид распределения вероятностей рисков факторов. Корректность устанавливаемого вида распределения вероятностей в модели расчета показателя VAR прямо определяет правильность его значений. Чаще всего при оценке исходят из предположения о нормальном или логнормальном распределении вероятностей рассматриваемых факторов риска и в процессе построения модели расчета VAR требуются только оценки параметров этого распределения. Но даже если берутся другие распределения, то, во-первых, при большом количестве степеней свободы они стремятся к нормальному распределению, а во-вторых, все они предполагают наличие конечной дисперсии, поскольку использование распределений с бесконечной дисперсией не дает возможность оценить вероятность того или иного исхода, так как при бесконечной дисперсии и максимальный и минимальный результат могут быть сколь угодно большими.

Наличие бесконечной дисперсии исключает возможность оценки риска любыми методами традиционной статистики, использование которых приводит к катастрофической недооценке риска, и требует поиска новых подходов.

Альтернативу стандартному подходу к оценке риска предложил Мандельброт Б. Он утверждал, что существует фрактальный вид статистической связи, или «долговременная память» и предлагал фрактальное видение рынка, которое позволяет оценить высокую вероятность катастрофических ценовых изменений. Мандельбротом Б. было выявлено, что фрактальному распределению подчиняются цены на хлопок, на пшеницу, процентные ставки и цены многих финансовых инструментов, таких как акции, облигации, фьючерсы, опционы, паи и др. Он предложил использовать вместо традиционной статистики две новые переменные, характеризующие фрактальное распределение:

- показатель степени H ценовой зависимости (показатель Херста);
- параметр α , характеризующий неустойчивость [15].

R/S анализ, используемый для определения величины H , содержит минимальные предположения об изучаемой системе и может классифицировать временные ряды и отличать случайный ряд от неслучайного, безотносительно к тому, какой вид распределения им соответствует. Для ряда независимых случайных величин показатель H должен равняться 0,5, тогда $\alpha = 2$ и распределение является нормальным (особый случай в семействе фрактальных распределений), дисперсия конечна и устойчива и может быть использована традиционная методика оценки риска. Величина H , отличная от 0,5, означает, что

наблюдения не являются независимыми, а вероятностное распределение не нормально. В данном случае $\alpha \neq 2$, и дисперсия выборки как мера рассеяния или риска практически не несет никакого смысла, поскольку является неопределенной, или бесконечной. Системы с бесконечной дисперсией склонны к внезапным переменам. В нормальном распределении большие изменения случаются по причине большого количества малых изменений. Изменение риск-факторов полагается непрерывным. Однако в случае фрактального распределения большие перемены происходят как следствия малого количества больших изменений. Большие изменения цен могут быть разрывными и внезапными [15].

Предсказать цену на основании фрактального видения рынка невозможно, поскольку невозможно определить направление ее движения в будущем, однако можно оценить риск возникновения больших и внезапных изменений. Поэтому, по мнению автора, показатель Херста является исключительно информативным показателем степени риска определенного фактора.

Для выявления долговременной зависимости нужен как можно более длительный временной ряд, поэтому автором для анализа были использованы все имеющиеся в свободном доступе сведения о величинах риск-факторов: для курсов доллара США и российского рубля данные с января 1995 года по декабрь 2013 (19 лет), для курса евро и процентных ставок – с января 2002 по декабрь 2013 (12 лет), для индексов потребительских цен – с января 1991 года (23 года), а для индексов цен производителей – с января 2000 года по декабрь 2013 года (14 лет).

В результате анализа было выявлено, что временной ряд курса доллара США имеет $H = 0,7945$ (рис. 4). Показатель Херста курса евро к белорусскому рублю составляет 0,7791, курса российского рубля к белорусскому рублю – 0,6531, процентной ставки по краткосрочным кредитам юридическим лицам в национальной валюте – 0,7521, в СКВ – 0,7749, индекса потребительских цен – 0,9506, индекса цен производителей – 0,8564. То есть все эти временные ряды являются персистентными рядами с бесконечной дисперсией, но устойчивой средней величиной.

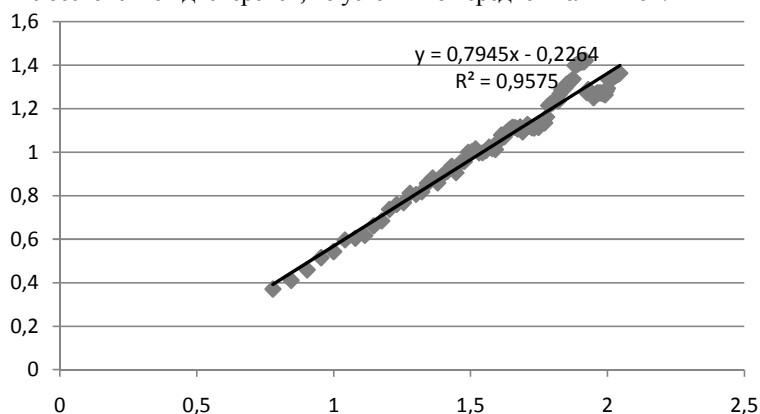


Рис. 4. Оценка H курса доллара США к белорусскому рублю за 1995 – 2013 годы

Временной ряд процентной ставки по долгосрочным кредитам в СКВ юридическим лицам Республики Беларусь (рис. 5) также является персистентным, однако его $H = 0,5588$, что характеризует его как ряд, близкий к случайному, поэтому вероятность больших внезапных изменений существенно меньше, чем у факторов с большим H . Это подтверждает результаты анализа, проведенного в начале статьи.

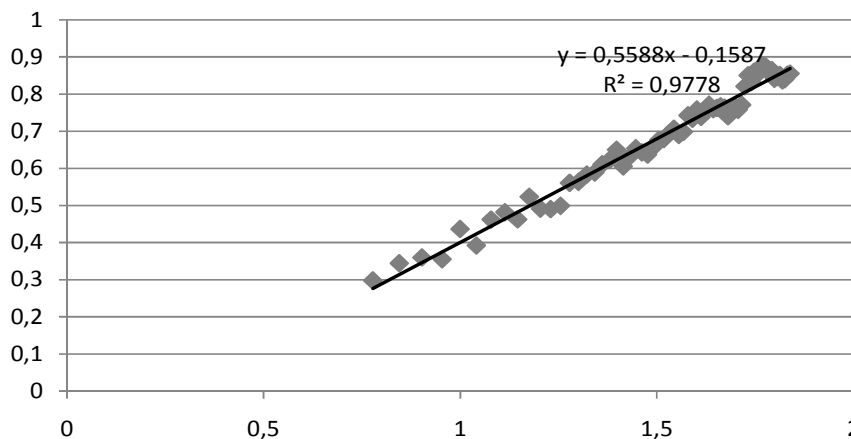


Рис. 5. Оценка H процентной ставки по долгосрочным кредитам в СКВ юридическим лицам Республики Беларусь за 2002 – 2013 годы

Временной ряд долгосрочной процентной ставки в национальной валюте с $H=0,3754$ (рис. 6) является антиперсистентным, то есть более изменчивым, чем случайный, и не имеет даже устойчивой средней величины. Его поведение характеризуется разнонаправленным движением в последовательные периоды, когда после спада наблюдается подъем и наоборот, но зато для него характерно отсутствие столь значительных выбросов, которыми характеризуется поведение факторов риска с показателем H , значительно превышающим 0,5.

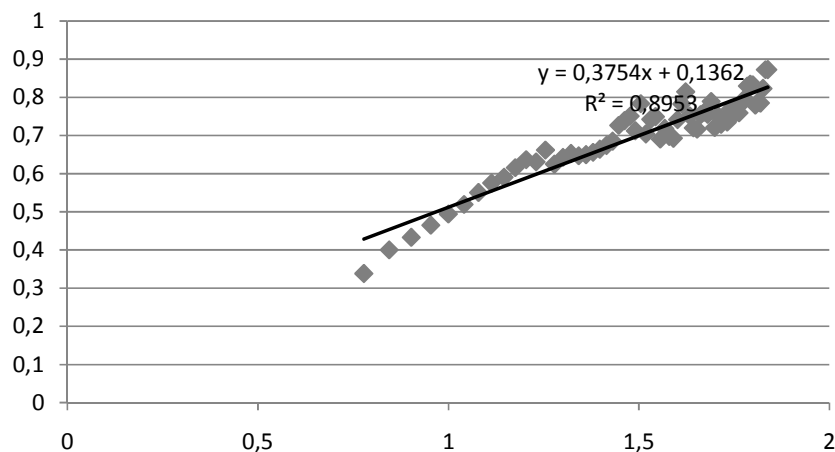


Рис. 6. Оценка H процентной ставки по долгосрочным кредитам в национальной валюте юридическим лицам Республики Беларусь за 2002 – 2013 годы

Оценивать H для полного диапазона H считается неправильным, поскольку в долгосрочной перспективе ряд имеет конечную память и начинает следовать случайным блужданиям. Но ни одна из проанализированных величин не переходит к случайным блужданиям (в последнем случае через определенный промежуток времени, называемый неперидическим циклом, наклон линии должен меняться на 0,5). Причиной тому, в первую очередь, может служить слишком короткий временной ряд, что приводит к невозможности выявить на его основании неперидические циклы, либо вообще отсутствие неперидических циклов.

Может оказаться, что у нас не хватает данных для обоснованного теста (при этом не существует четких критериев того, сколько данных необходимо). Чем больше данных, тем точнее анализ, но Петерс Э. на основании анализа данных фондового рынка приходит к выводу, что для выявления неперидических циклов, которые характеризуются переходом к случайному блужданию, необходим период не менее 30 лет. В случае с курсами валют вероятнее всего вообще отсутствуют неперидические циклы, поскольку исследования Петерса Э., говорят о том, что они являются весьма специфическим активом и риски по ним со временем не уменьшаются как в случае, например, акций, когда долгосрочные вложения на срок более четырех лет (средний неперидический цикл, выявленный Петерсом Э.) являются менее рискованными чем краткосрочные [13].

Поскольку данных было недостаточно для выявления неперидических циклов, встает вопрос достаточно ли было данных для оценки H , и насколько она обоснована. Проверить обоснованность полученных результатов можно путем случайного перемешивания данных, в результате чего порядок наблюдений станет полностью отличным от исходного ряда. Ввиду того, что наблюдения остаются теми же, их частотное распределение также останется неизменным. Далее вычисляется показатель Херста перемешанных данных и если ряд действительно является независимым, то показатель Херста не изменится, поскольку отсутствовал эффект долговременной памяти, если же измениться, значит структура имела важное значение. Сопоставление показателей Херста временных рядов до перемешивания и после представлено в таблице 3.

Таблица 3

Сопоставление показателей Херста временных рядов до и после перемешивания

Фактор риска	Показатель Херста	
	до перемешивания	после перемешивания
Курс доллара США	0,7945	0,5386
Курс евро	0,7791	0,4994
Курс российского рубля	0,6531	0,5366
Краткосрочная процентная ставка	0,7521	0,5274
Краткосрочная процентная ставка в СКВ	0,7749	0,5021
Долгосрочная процентная ставка	0,3754	0,5688
Долгосрочная процентная ставка в СКВ	0,5588	0,5099
Индекс потребительских цен	0,9506	0,5114
Индекс цен производителей	0,8564	0,5818

Перемешанные ряды дали по персистентным рядам оценки H меньшие изначальных, а по антиперсистентному ряду – большую, при этом по всем факторам риска перемешанные ряды дали оценки H более близкие к случайному ряду, чем изначальные. Такое изменение величины H говорит о том, что при перемешивании была разрушена структура процесса, а следовательно первоначальные оценки H были достоверны и обоснованны.

Таким образом, в результате проведенного автором исследования скользящих цепных прогнозов основных систематических риск-факторов (курсов доллара США, евро и российского рубля к белорусскому, процентных ставок по долгосрочным и краткосрочным кредитам юридическим лицам в белорусских рублях и СКВ, индексов потребительских цен и цен производителей Республики Беларусь), анализа количества их значений, попадающих в определенную сигма-окрестность, а также анализа накопленных изменений каждого риск-фактора сделан вывод о том, что распределение логарифмов изменений данных факторов риска гораздо ближе к нормальному, чем распределение их абсолютных значений. Однако ни одно из этих допущений не позволяет предсказать резкие изменения в поведении риск-факторов и в обоих случаях так называемые «хвосты распределений» являются существенно более толстыми, чем предсказано нормальностью. Поэтому традиционный подход к оценке рисков на основании допущений о том, что значения риск-факторов распределены нормально либо логнормально, приводит к катастрофической недооценке размера финансовых рисков. Избежать этого, по мнению автора, можно посредством применения фрактального подхода к оценке степени риска и использования показателя Херста в качестве первичного показателя риска. Если он равен 0,5, то можно использовать для дальнейшей оценки риска стандартные статистические подходы. Если же величина H отлична от 0,5, то применение стандартного статистического анализа становится невозможным, поскольку дисперсии неопределенны, или бесконечны, что делает их бесполезной и ошибочной оценкой риска. Следовательно, риски таких факторов необходимо считать катастрофически большими, не смотря на их текущую статистическую оценку, и использовать все доступные методы для управления ими.

ЛИТЕРАТУРА

1. Маршалл, Джон Ф. Финансовая инженерия: Полное руководство по финансовым нововведениям / Джон Ф. Маршалл, Бансал Випул К. – М. : ИНФРА-М, 1998. – 784 с.
2. Боровкова, В.А. Управление рисками в торговле / В.А. Боровкова. – СПб. : Питер, 2004. – 288 с.
3. Хохлов, Н.В. Управление риском : учеб. пособие для вузов / Н.В. Хохлов. – М. : ЮНИТИ-ДАНА, 2001. – 239 с.
4. Уродовских, В.Н. Управление рисками предприятия : учеб. пособие / В.Н. Уродовских. – М. : Вузовский учебник: ИНФРА-М, 2011. – 168 с.
5. Чекулаев, М.В. Риск-менеджмент: управление финансовыми рисками на основе анализа волатильности / М.В. Чекулаев. – М. : Альпина Паблишер, 2002. – 344 с.
6. Демиденко, Д.В. Деривативы в системе управления валютными рисками во внешнеэкономической деятельности субъектов хозяйствования Республики Беларусь / Д.В. Демиденко. – Минск : Издат. центр БГУ, 2010. – 191 с.
7. Галиц, Л. Финансовая инженерия: инструменты и способы управления финансовым риском / Л. Галиц ; пер. с англ. – М. : ТВП, 1998. – 576 с.
8. Абдрахманова, Г.Т. Хеджирование: концепция, стратегия и практика / Г.Т. Абдрахманова. – Алматы: Изд-во LEM, 2003. – 164 с.
9. Беннинга, Ш. Финансовое моделирование с использованием Excel / Ш. Беннинга ; пер. с англ. – М. : Издат. дом «Вильямс», 2007. – 592 с.
10. Винс, Р. Математика управления капиталом. Методы анализа риска для трейдеров и портфельных менеджеров / Р. Винс ; пер. с англ. – М. : Альпина Бизнес Букс, 2006. – 417 с.
11. Энциклопедия финансового риск-менеджмента / А.А. Лобанов [и др.] ; под ред. А.А. Лобанова и А. В. Чугунова. – М. : Альпина Паблишер, 2003. – 786 с.
12. Шапкин, А.С. Экономические и финансовые риски. Оценка, управление, портфель инвестиций / А.С. Шапкин. – М. : «Дашков и К°», 2003. – 544 с.
13. Петерс, Э. Хаос и порядок на рынках капитала. Новый аналитический взгляд на циклы, цены и изменчивость рынка / Э. Петерс ; пер. с англ. – М. : Мир, 2000. – 333 с.
14. Макарова, Н.В. Статистика в Excel : учеб. пособие / Н.В. Макарова, В.Я. Трофимец. – М. : Финансы и статистика, 2002. – 368 с.
15. Мандельброт, Б. (Не)послушные рынки: фрактальная революция в финансах / Б. Мандельброт, Р. Хадсон ; пер. с англ. – М. : Издат. дом «Вильямс», 2006. – 400 с.
16. Балдин, К.В. Риск-менеджмент : учеб. пособие / К.В. Балдин. – М. : Эксмо, 2006. – 368 с.
17. Бланк, И.А. Управление финансовыми рисками / И.А. Бланк. – Киев : Ника-Центр, 2005. – 600 с.

Поступила 23.10.2014

A NEW APPROACH TO FINANCIAL RISK ASSESSMENT BASED ON FRACTAL DISTRIBUTION

Y. SIDORENKO

This article analyzes the behavior characteristics of major systematic risk factors (exchange rates of the U.S. dollar, euro and Russian ruble to the Belarusian ruble, interest rates on long-term and short-term credits to legal entities in Belarusian rubles and foreign currency, indices of consumer prices and producer prices of the Republic of Belarus) and proved that the traditional approach to risk assessment based on the assumptions that the values of the risk factors are normally distributed or log-normally distributed leads to a huge underestimation the size of financial risks. Avoid this, according to the author, can be through the application the fractal approach to risk assessment and the use of the Hurst exponent as primary indicator of risk.