

Национальный исследовательский университет -
Высшая школа экономики

Международный Институт Экономики и Финансов

ВЫПУСКНАЯ КВАЛИФИКАЦИОННАЯ РАБОТА

на тему: **Оценка суверенного риска с использованием кредитных рейтингов
в развивающихся странах Центральной и Восточной Европы**

Студент 4 курса, 4 группы
Шахова Юлия Александровна

Научный руководитель
Качалов Дмитрий Александрович

МОСКВА, 2013 год

ОЦЕНКА СУВЕРЕННОГО РИСКА С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ КРЕДИТНЫХ РЕЙТИНГОВ В РАЗВИВАЮЩИХСЯ СТРАНАХ ЦЕНТРАЛЬНОЙ И ВОСТОЧНОЙ ЕВРОПЫ

ОГЛАВЛЕНИЕ

ВВЕДЕНИЕ	3
Обзор литературы	5
ГЛАВА 1. Моделирование ожидаемых потерь от дефолта и суверенной премии за риск на основе кредитных рейтингов	11
1.1. <i>Моделирование оценки ожидаемых потерь на основе нелинейной трансформации вероятностей дефолта, предполагаемых кредитными рейтингами</i>	12
1.2. <i>Регулирование оценки ожидаемых потерь относительно краткосрочных прогнозов кредитных агентств</i>	18
1.3. <i>Расчет суверенной премии за риск на основе CDS спредов</i>	19
1.4. <i>Эмпирическая оценка ожидаемых потерь от дефолта и анализ кросс-корреляций показателей риска для развивающихся стран Европы</i>	20
ГЛАВА 2. Моделирование адаптивной динамической оценки ожидаемых потерь от дефолта и суверенной премии за риск на основе кредитных рейтингов и текущей информации на рынке	26
2.1. <i>Моделирование оценки ожидаемых потерь как процесса адаптивных ожиданий с учетом кредитных рейтингов и текущих макропоказателей</i>	26
2.2. <i>Обоснование выбора переменных для оценки ожидаемых потерь и последующего анализа</i>	29
2.3. <i>Эмпирическая оценка динамических ожидаемых потерь MBEL и сравнительные характеристики оценок MBEL и $RIEL_{adj}$.</i>	34
ГЛАВА 3. Анализ факторов, определяющих ожидаемые потери от дефолта и суверенную премию за риск	38
3.1. <i>Анализ детерминантов ожидаемых потерь от дефолта $RIEL_{adj}$ на основе модели с фиксированными эффектами</i>	38
3.2. <i>Анализ детерминантов ожидаемых потерь от дефолта MBEL на основе авторегрессионной модели с фиксированными эффектами</i>	41
3.3. <i>Анализ факторов, определяющих суверенную премию за риск, рассчитанную на основе $RIEL_{adj}$, с помощью модели с фиксированными эффектами</i>	43
3.4. <i>Анализ факторов, определяющих суверенную премию за риск, рассчитанную на основе MBEL, на основе авторегрессионной модели с фиксированными эффектами</i>	45
3.5. <i>Особенности спецификации моделей. Тест на устойчивость коэффициентов к гетероскедастичности</i>	47
ЗАКЛЮЧЕНИЕ	48
Список использованной литературы	51
Приложение	55

ВВЕДЕНИЕ

В современной литературе существует большое количество подходов к измерению и оценке суверенного риска. Существующие методы включают в себя структурные и динамические, многофакторные и опционные модели. На данном этапе, большинство работ посвящено разделению понятий суверенного риска – ожидаемых потерь от дефолта – и премии за риск, и определению факторов, влияющих на обе составляющие.

Согласно модели Мертона, волатильность активов определяет кредитный спред компаний и, таким образом, специфические характеристики каждой фирмы должны влиять на вероятность ее дефолта. Таким же образом мы можем относиться к суверенному риску и вероятности дефолта, определяющейся локальными фундаментальными показателями экономик. Однако динамика как кредитных, так и CDS спредов для мировых экономик значительно превосходит корреляцию фундаментальных макроэкономических показателей. Это связано с тем, что, в отличие от суверенного риска, премия за риск зависит не столько от локальных факторов, сколько от склонности инвесторов к риску, ликвидности мирового рынка и тенденций в экономическом росте. Согласно последним исследованиям, мировые финансовые рынки стали гораздо более интегрированными с момента падения Lehman Brothers в 2008 году. Глобализация и интеграция экономик наблюдается как на развивающихся, так и на развитых рынках, особенно в отношении экономики США. В связи с этим, анализ суверенной премии за риск и поиск новых глобальных факторов, способных объяснить корреляции в оценке риска для развивающихся стран, являются одной из задач данного исследования.

Объектом исследования данной работы являются спреды суверенных кредитных дефолтных свопов (CDS) для развивающихся стран Европы, и их составляющие: суверенный риск и премия за риск. **Предметом исследования** является метод оценки суверенного риска с помощью кредитных рейтингов и факторы, влияющие на ожидаемые потери от дефолта и непосредственно суверенную премию. Несмотря на высокую степень разработанности проблемы и большее количество исследований, основанных на CDS и кредитных спредах, данная работа является **актуальной** по следующим причинам. Во-первых, в связи с высокой интеграцией мировых финансовых рынков со времен финансового кризиса 2007-2009 гг., предполагается увеличение роли глобальных факторов и показателей ведущих мировых экономик в оценке рисков развивающихся стран. В то время как

большинство работ используют «глобальные переменные», как правило, набор факторов ограничивается «индексом страха» VIX. Во-вторых, роль волатильности локального рынка, а также изменений в фундаментальных показателях экономик остается неисследованной для оценки на основе CDS спредов. Также одной из гипотез данной работы является возможное влияние не только абсолютного уровня, но и волатильности фундаментальных показателей на оценку суверенного риска. В-третьих, в связи с недавней критикой кредитных рейтинговых агентств (КРА), оценка суверенного риска производится двумя способами: на основе рейтинговой и рыночной оценки, учитывающей текущую ситуацию на рынке. Сравнительный анализ текущих показателей позволяет оценить степень «запаздывания» реакции КРА на изменения в кредитоспособности. Кроме того, кросс-корреляционный анализ CDS спредов, ожидаемых потерь и премий за суверенный риск для развивающихся стран Европы способен объяснить движущие факторы оценки риска на развивающихся рынках.

Анализ факторов, определяющих суверенный риск и премию за риск, проводится для шести развивающихся стран Центральной и Восточной Европы. На основе использования кредитных рейтингов и исторических данных по каждой рейтинговой категории, в данной работе получена оценка ожидаемых потерь от дефолта. Более того, для приближения полученной оценки к ненаблюдаемым рыночным ожиданиям, также используется подход адаптивных ожиданий. Дальнейший анализ суверенных премий за риск и определяющих факторов проводится на основе регрессионного анализа с помощью моделей с фиксированными эффектами.

Значимость полученных результатов состоит в определении комбинации локальных переменных, определяющих ожидаемые потери от дефолта, и комбинации глобальных и локальных переменных, влияющих на суверенную премию за риск. Выявлен общий фактор – отношение внешнего долга к ВВП, определяющий как непосредственный риск, так и премию за него для исследуемых стран. Более того, найдено подтверждение гипотезы о влиянии показателей экономики США на суверенную премию в развивающихся странах. И, наконец, результаты оценивания ожидаемых потерь показывают, что на квартальной периодичности Кредитные Рейтинговые Агентства, как правило, способны учесть всю текущую информацию о фундаментальных показателях экономик, что является важным результатом при текущей критике КРА.

ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ

В современной литературе существует два основных подхода к анализу суверенной премии за риск: анализ кредитных спредов и анализ спредов CDS. Вопрос о том, какой из данных спредов стоит использовать для нахождения премии за риск, остается открытым. На основе теоретического анализа синтетического портфеля Duffe (1999) доказал, что при условии отсутствия арбитража, налогов, а также транзакционных издержек, данные спреды должны быть равны. Однако в реальности спреды различаются, что не может быть полностью объяснено существованием транзакционных издержек, связанных, например, со спредом бид-аск. В связи с этим, большое количество работ посвящено определению более эффективного рынка, т.е. рынка, наиболее быстро и полно отражающего новую информацию, а, значит, наиболее подходящего для оценки премии за риск. В большинстве работ спреды тестируются на коинтеграцию, т.е. существование долгосрочного устойчивого взаимоотношения, а затем проводится анализ краткосрочных отклонений от равновесия. На основе исследования рынков Европейского Валютного союза Arce и др. (2011) показали, что уровень глобального риска, в качестве прокси для которого используется индекс волатильности VIX, ликвидность рынка, определяющаяся бид-аск спредами, а также риск контрагента, объемы долга и стоимость финансирования влияют на взаимосвязь кредитных и CDS спредов. Согласно результатам данного анализа, до финансового кризиса 2007-2009 гг. значительных отклонений в спредах не наблюдалось. Однако, как во время, так и после кризиса, рынки показывали различную динамику. В пользу эффективности CDS рынка в докризисный период говорят результаты в работах Norden & Weber (2004); Blanco, Brennan & Marsh (2005); Zhu (2006). Однако исследование развивающихся экономик Ammer & Cai (2011) также указывает на значимость ликвидности рынков: в случае развивающихся экономик, недостаточное количество выпущенных облигаций зачастую играет в пользу рынка облигаций.

Тем не менее, исследовав 18 развивающихся и развитых экономик, Codert & Gex (2011) пришли к выводу, что рынок деривативов является более эффективным для развивающихся стран. Такие же результаты получили Varga (2008), Varga (2009). Кроме того, позиции информационной эффективности CDS придерживается Damodaran (2011), характеризуя контракты CDS как рынок быстрее реагирующий на изменения в уровне суверенного риска и способный отражать новую информацию еще до изменений в кредитных рейтингах.

Таким образом, анализу основных детерминант суверенных CDS спредов, а также факторов ожидаемого убытка и премии за риск посвящено большое количество статей. В то время как поиск факторов, определяющих вариацию спреда, является главной задачей в ряде исследований, в последние годы большинство работ предполагают предварительное разложение спреда непосредственно на суверенный риск и премию за риск, с последующим исследованием как фундаментальных, так и глобальных переменных, влияющих на обе составляющие.

Например, анализ CDS рынков шести развивающихся стран представлен в работе **Plank (2010)**, где, на основе структурной модели кредитного риска, автор выявил взаимосвязь спредов с макроэкономическими показателями. Согласно Планку, вероятность дефолта определяется объемами импорта и экспорта, а также валютными резервами стран, которые, в свою очередь, отражают способность страны выплачивать внешний долг. Несмотря на отсутствие «внешних» факторов, таких как глобальная склонность к риску и ликвидность рынка, корреляция между оценкой Планка на основе фундаментальных факторов и реализованными спредами составила 65% для большинства исследуемых стран. Помимо макроэкономических показателей, кредитная история и прошедшие дефолты оказываются значимыми в ряде работ. Так, **Hilscher & Norbusch (2010)**, отметили, что страны, которые недавно объявляли дефолт, характеризуются более высокими кредитными спредами. Значительное влияние предыдущих дефолтов на оценку вероятности дефолта в будущем также наблюдается у **Reinhart и др. (2003)**, которые выявили неспособность макроэкономических показателей полностью учесть особенности так называемых «серийных дефолтеров». Кроме того, отдельная группа исследований посвящена поведению спредов CDS и премии за риск в период недавнего финансового кризиса. Так, **Caceres & Sevogiano (2010)** показали, что на раннем этапе кризиса динамика спредов определялась показателем глобального отрицательного отношения к риску, в то время как на поздних стадиях кризиса фундаментальные факторы играли определяющую роль. Так, для Германии, Австрии, Испании и ряда других развитых стран Европы, размер государственного долга и бюджетный дефицит во многом определяли кредитные спреды на поздних этапах кризиса.

Большинство недавних исследований концентрируется на определении фундаментальных факторов, влияющих на ожидаемые потери в случае дефолта, и глобальных факторов, определяющих суверенную премию за риск. Согласно исследованию динамических корреляций между суверенными CDS спредами **Wang**

& Moore (2012), развитые и развивающиеся экономики стали более интегрированными с экономикой США с момента падения Lehman Brothers. По мнению авторов, основным фактором зависимости является американская ставка процента, падение которой отразилось на повышенной корреляции рынков суверенных CDS. Одинаковую динамику мировых рынков 12 сентября и 16 октября 2008 года отмечает Damodaran (2011), описывая одинаковые скачки на рынках, при более высокой волатильности на развивающихся странах. Кроме того, увеличение корреляции между рынками в связи с глобализацией фирм и инвесторов описывается в работе Yang, Taroni и Sun (2006). В связи с высоким уровнем интеграции экономик в последние годы, поиск «глобальных» факторов является одной из основных задач при исследовании суверенной премии за риск, и показатели американского рынка оказываются значимыми объясняющими переменными в абсолютном большинстве работ. Одним из основных исследований на эту тему является Longstaff, Pan, Pedersen, Singleton (2010). Анализ месячных спредов 5-летних CDS 26 стран с 2000 по 2010 год выявил, что в основе кредитных рисков лежат не столько локальные факторы, присущие странам, сколько глобальные факторы, такие как волатильность рынка США, рыночная премия на рынке бондов, а также доходность американского рынка акций. Pan & Singleton (2008) применили теоретическую модель оценки CDS на основе риск - нейтральных предпосылок для разложения спредов на ожидаемые потери от дефолта и премию за риск. Авторы так же обнаружили схожую динамику премии для Кореи, Мексики и Турции, объяснимую такими факторами, как индекс волатильности SVOE VIX, спред между 10-летними корпоративными облигациями с рейтингом BB и 6-месячными казначейскими векселями США, а также волатильность на рынках опционов в местной валюте. Таким образом, Pan и Singleton показали, что значительные изменения в суверенной премии за риск объясняются через ряд макроэкономических, политических и финансовых показателей, но, в большинстве случаев, динамика в CDS спредах разных стран является следствием изменения в отношении инвесторов к риску, а не фундаментальных изменений внутри экономик. Кроме того, авторы указывают на возможное влияние экономического роста США на спреды остальных стран, но в качестве объясняющей переменной данный показатель используется лишь в работе Augustin & Tedongap (2011). На основе модели общего равновесия, авторы определили два основных фактора, определяющих суверенную премию в спредах CDS для 38 стран: макроэкономическая неопределенность и ожидаемый рост потребления в США. Анализ на основе векторных авторегрессий показал, что, в

комбинации с предпочтениями инвесторов, данные факторы объясняют до 95% общности в спредах разных стран, а VIX имеет объясняющую способность только в связи с высокой корреляцией с волатильностью роста американского потребления.

Однако важным вопросом остается не только поиск факторов, объясняющих суверенную премию за риск, но и сам способ разложения спреда на две составляющие: ожидаемые потери от дефолта и непосредственно премию. В основе оценки ожидаемых потерь используются подходы, основанные на модели Мертона, позволяющие высчитывать расстояние до дефолта (*distance to default*), KMV (Berndt, Douglas, Duffie, Ferguson, Schranz (2005)), структурные (Diaz Weigel & Gemmill (2006)) и многофакторные (Ciarlone, Piselli & Trebeschi (2007)), а также динамические модели. Отдельную нишу занимают подходы к оценке ожидаемых потерь через кредитные рейтинги. Согласно Leland (2004), оценка ожидаемых убытков на основе кредитных рейтингов превосходит в качестве структурные модели, значительно недооценивающие реальные показатели дефолтов, отраженные в кредитных рейтингах. Согласно Ismailescu and Kazemi (2010), суверенные CDS спреды моментально отражают изменения в кредитных рейтингах, при этом ожидания ухудшения рейтинга наблюдаются на рынке CDS еще до официальной публикации. В связи с этим, использование кредитных рейтингов для оценки ожидаемых потерь и расчета премии за риск является обоснованным, и многие исследования, такие как Eichengreen & Mody (2000), Borio&Packer (2004) и другие, используют линейную трансформацию показателей кредитных рейтингов для измерения суверенного риска.

Более сложный подход на основе нелинейной трансформации кредитных рейтингов и исторических кумулятивных вероятностей дефолта предложен в работе Remolona и др. (2007b). На основе средневзвешенной оценки потерь в случае дефолта от S&P и Moody's и предпосылке о распределении дефолтов по Пуассону, авторы получают RIEL (*rating-implied expected loss*) – предполагаемые кредитными рейтингами ожидаемые потери от дефолта. Таким образом, суверенная премия за риск определяется как разница между CDS спредом и RIEL. На основе данных за 2002-2006 год Remolona, Wu & Scatigna показывают высокую информативность данной оценки суверенного риска. Более того, авторы доказывают релевантность теорий «первородного греха» (*Original sin*, Eichengreen и др. (2003)) и «нетерпимости к долгу» (*Debt intolerance*, Reinhart и др. (2003)), отражающих неспособность развивающихся стран занимать в местной валюте на внутреннем рынке, а также

разумно управлять размером внешнего долга. Тем не менее, Remolona, Wu & Scatigna (2008) указывают на очевидную проблему кредитных рейтингов, а именно, низкую частоту данных. В то время как кредитные рейтинги предоставляют оценку суверенной кредитоспособности в долгосрочной перспективе, рынок, как правило, отражает текущую оценку суверенного риска. В связи с этим, авторы предлагают метод оценки ожидаемых потерь через адаптивный рыночный показатель, основывающийся как на фундаментальных факторах, так и суверенных рейтингах. Разложение CDS спредов, таким образом, позволяет разделить влияние фундаментальных и глобальных показателей на ожидаемые потери и суверенную премию за риск. В качестве значимых факторов для суверенного риска оказываются ожидаемый рост ВВП, а также валютные резервы, в то время как большая часть вариации в премии по-прежнему объясняется такими показателями как VIX, RTI индекс, а также ликвидность рынка.

Похожие результаты наблюдаются в исследованиях суверенной премии за риск на основе кредитных спредов. Так, Ciarlone, Piselli, Trebeschi (2007) применили факторный анализ для ряда развивающихся экономик, и волатильность финансового рынка, оцениваемая через VIX, оказалась основным фактором, определяющим вариацию спредов. Diaz & Gemmill (2006) также показали, что только 8% вариации в премии объясняется фундаментальными показателями, в то время как склонность инвесторов к риску оказывается определяющим фактором. Высокая значимость глобальных показателей, таких как VIX и TED спред, прослеживается в работах Eichengreen & Mody (2000), McGuire & Schrijvers (2003) и Hilscher & Norbusch (2010). Результаты исследования Rozada & Yeyati (2008) показали, что значимость подобных переменных увеличивается с увеличением частоты данных, особенно в случае выборки на недельных данных. Более того, Hilscher & Norbusch (2010) показали высокую объясняющую способность не столько фундаментальных показателей, сколько их волатильности, в особенности в случае товарных условий торговли.

Таким образом, исследования суверенной премии за риск проводятся как на анализе кредитных, так и CDS спредов, а в качестве объясняющих переменных используются и фундаментальные, и глобальные показатели рынка. Однако, как отметили Revoltella, Mucci and Mihaljek (2010), изменения в CDS спредах подвержены резким изменениям настроений инвесторов на глобальном рынке, что в некоторых случаях может привести к некорректной оценке основополагающего суверенного риска. Кроме того, основной проблемой данного рынка для

развивающихся экономик является недостаток данных, а также особое поведение спредов во время финансовых кризисов.

ГЛАВА 1. Моделирование ожидаемых потерь от дефолта и суверенной премии за риск на основе кредитных рейтингов

CDS рынок характеризуется как наиболее быстро реагирующий на изменения в уровне риска и способный отражать новую информацию еще до изменений в кредитных рейтингах (Damodaran (2011); Codert & Gex (2011)). Кроме того, в пользу информационной эффективности данного рынка в развивающихся странах говорят результаты работ Norden & Weber (2004); Blanco, Brennan, and Marsh (2005); Zhu (2006), Varga (2008, 2009) и др. Кредитные деривативы занимают все большую часть рынка суверенного долга и являются гораздо более ликвидными, чем инструменты денежного рынка. Также кредитные дефолтные свопы не подвержены налоговым эффектам, убывающим срокам до погашения, а сам рынок практически не регулируется. В связи с этим, спреды по кредитным дефолтным свопам могут быть использованы для расчета и анализа суверенной премии за риск.

Кредитный дефолтный своп является контрактом, в котором продавец “страховки” обязан выплатить покупателю компенсацию в случае так называемого кредитного события: банкротства, невозможности выплатить долг, реструктуризации или дефолта третьей стороны. В обмен на гарантию погасить обязательства третьей стороны продавец получает регулярные платежи, как правило, в базисных пунктах от номинального объема. CDS спред является премией по кредитному дефолтному свопу, указываемой в базисных пунктах (1/100 процента), или, другими словами, компенсацией за риск дефолта. Таким образом, спред должен включать в себя как минимум ожидаемые потери от дефолта. Однако это не является единственной составляющей спреда: как правило, инвесторы не склонны к риску, что означает необходимость существования премии за риск, требуемой сверх ожидаемых потерь. Существование премии за риск для не склонного к риску инвестора связано с тем, что реальные потери могут оказаться выше ожидаемых. Стоит заметить, что данный риск является ассиметричным, так как возможные потери от дефолта значительно превышают возможный доход в его отсутствие.

Разложение CDS спреда происходит на основе исследований корпоративных кредитных спредов, таких как Amato и Remolona (2005) и Driessen (2005), которые предложили идею разложения спредов на ожидаемые потери и премию за риск. Таким образом, спред по CDS можно разложить на две составляющие: непосредственно оценку ожидаемых потерь и оценку риска, связанного с

возможностью больших потерь. Первая составляющая определяется на основе вероятностей дефолта и коэффициента возмещения, вторая является суверенной премией за риск. На основе теоретической модели оценки облигаций, Jagtow (2005) показал, что, при условии независимости дефолтов по облигациям и возможности существенной диверсификации для инвесторов, способной свести индивидуальный риск к минимуму, премия за риск может быть нулевой. Однако, эмпирическое исследование рынка CDO (обеспеченных долговых обязательств) Amato & Remolona (2003) показало, что, в связи со смещенным в отрицательную сторону распределением доходности по облигациям, на практике невозможно достичь полной диверсификации, и непредвиденные потери неизбежны. Таким образом, инвесторы вынуждены оценивать не только ожидаемые потери, но и недиверсифицируемый риск.

На данный момент появляется все больше работ, связанных с непосредственным разложением спредов на ожидаемые потери от дефолта и премию за риск, так как факторы, влияющие на данные компоненты, могут значительно различаться. Как правило, главной задачей является оценка ожидаемых потерь, в то время как премия определяется как остаточный компонент спреда.

Ожидаемые потери от дефолта определяются как произведение вероятности суверенного дефолта на потери, или $(1 - \text{коэффициент возмещения})$. К оценке вероятности дефолта применяются структурные и динамические модели, опционные модели, а также методы, основанные на рейтингах кредитных агентств. В данной работе применяется последний метод, основанный на нелинейной трансформации кредитных рейтингов агентств S&P 500, Moody's и Fitch, скорректированных на краткосрочные публикации кредитных прогнозов.

1.1. Моделирование оценки ожидаемых потерь на основе нелинейной трансформации вероятностей дефолта, предполагаемых кредитными рейтингами

Ожидаемые потери от дефолта определяются как произведение вероятности дефолта и потерь в случае дефолта. На основе рейтингов кредитных агентств, а также исторических данных по накопленным процентам дефолтов относительно каждой рейтинговой категории, можно получить консервативную оценку для ожидаемых потерь. Подобными подходами, основанными на линейной

трансформации ординальной системы рейтингов в кардинальную систему вероятностей дефолта, пользуются в своих работах Eichengreen & Mody (2000), Borio&Packer (2004) и другие. Кроме того, Ul-Haque и др. (1996) и Reinhart, Rogoff & Savastano (2003) используют кредитные рейтинги для измерения уровня странового риска. Также в работах Gonzalez-Rozada & Yeyati (2008) и Powell & Martinez (2008) кредитные рейтинги используются в качестве агрегированного показателя фундаментальных особенностей экономик.

Использование рейтингов кредитных агентств в модели обосновано прежде всего, тем, что кредитные агентства дают предусмотрительную оценку кредитного риска, с учетом будущих перспектив. Кроме того, кредитные агентства обладают преимуществом в анализе риска в связи с наличием опытного штата аналитиков, возможностью общения с инвесторами и широкой информационной базой. Однако оценка кредитных агентств является долгосрочной, так называемой «рейтинг – сквозь - цикл», как правило, не учитывающей краткосрочные потрясения на рынке. Так, Altman & Rijken (2004) отметили, что кредитные агентства фокусируются на долгосрочном показателе кредитоспособности и реагируют только на постоянные изменения в компонентах риска.

Главными достоинствами кредитных рейтингов является то, что кредитные агентства объясняют используемые методологии и критерии для присвоения рейтингов, хотя конкретные модели и процесс присвоения рейтинга остаются закрытой информацией. Более того, рынок кредитных агентств является олигополистическим, так как большинство регуляторов полагаются на рейтинги трех основных агентств: Standard & Poor, Moody's и Fitch. С одной стороны, отсутствие рыночной конкуренции может негативно влиять на качество оценки риска со стороны основных участников. С другой стороны, основой бизнеса данных агентств является репутация, что сокращает моральный риск, связанный с асимметрией информации. Более того, кредитные агентства публикуют отчеты о качестве присвоенных рейтингов относительно реализовавшихся дефолтов, что также стимулирует качественный анализ суверенных рисков. Показательно и существование эмпирических доказательств реакции CDS спредов на изменения кредитных рейтингов, а также краткосрочные прогнозы агентств. Информативность изменений рейтингов показана в работах Ismailescu and Kazemi (2010), Norden and Weber (2004) и Micu, Remolona and Wooldridge (2006), которые выявили, что даже подтверждения кредитных рейтингов отражается в спредах CDS. Более того, Leland

(2004) показал превосходство оценки ожидаемых убытков на основе кредитных рейтингов над структурными моделями.

Однако кредитные рейтинги большинства стран (и всех стран, исследуемых в данной работе), присвоенные разными агентствами, различаются, что приводит к «разделенным рейтингам». Например, согласно оценке S&P, Болгарии и России присвоен рейтинг BBB, однако Moody's оценивает риск данных стран как Baa2 и Baa1, а Fitch BBB- и BBB+ соответственно. Однако существование разделенных рейтингов является, скорее, преимуществом. На основе исследования рынка корпоративных CDS Micu, Remolona and Wooldridge (2006) показали, что влияние изменений кредитных рейтингов на рынок кредитных дефолтных свопов является наибольшим для фирм с разделенными рейтингами, и, таким образом, комбинация рейтингов от разных агентств предпочтительнее использования одного. Кроме того, Cantor, Packer and Cole (1997) обнаружили, что спреды, как правило, оцениваются на основе средневзвешенного показателя рейтингов.

Таким образом, для оценки вероятности дефолта в данной работе используется средневзвешенная оценка кредитного рейтинга трех основных кредитных агентств: Moody's, S&P, Fitch. Для исключения таких факторов, как волатильность обменного курса, ликвидность рынка и инфляция, используются долгосрочный кредитный рейтинг в иностранной валюте.

Для оценки ожидаемых потерь от дефолта я использую нелинейное преобразование рейтингов трех кредитных агентств, предложенное в работе Remolona, Scatigna and Wu (2007b). Как известно, для расчета ожидаемых потерь от дефолта требуется вероятность и потери при дефолте, определяющиеся коэффициентом возмещения. Все три кредитных агентства публикуют информацию о кумулятивных дефолтах для разных кредитных рейтингов, как для суверенной задолжности, так и для корпоративной. Однако, в связи с тем, что выборка суверенных дефолтов достаточно мала, исторические данные могут быть нерепрезентативны, особенно для исследуемого временного отрезка. Более того, суверенный дефолт не всегда является показателем неплатежеспособности государства, но может являться политическим решением. Подобную ситуацию, например, описывают модели кризисов платежного баланса второго поколения, когда в результате негативных макроэкономических шоков государство вынуждено проводить девальвацию валюты и объявлять дефолт, так как поддержание фиксированного обменного курса при спекулятивных атаках наносит больший вред резервам и состоянию банковской системы, нежели отказ от него. Кроме того, вместо

дефолта зачастую проводится реструктуризация долга. Несмотря на то, что кредитные агентства стараются включать подобные факторы в оценку риска, выборка суверенных дефолтов за последние годы по-прежнему остается маленькой. Также существенным недостатком суверенной статистики является предоставление данных по кумулятивным дефолтам для каждой буквы рейтинга без распределения внутри него. Другими словами, кредитные агентства агрегируют суверенные дефолты по A-, A, A+; Baa1, Baa2, Baa3 и так далее. В связи с этим, показатель корпоративных дефолтов, основанный на значительно большей выборке и дифференцированных показателях кумулятивных дефолтов, может быть использован в качестве прокси для суверенных дефолтов.

Для оценки годовой вероятности дефолта используются средневзвешенные 5-летние кумулятивные проценты дефолтов по данным трех рейтинговых агентств: S&P 500, Moody's и Fitch. Выбор временного горизонта обусловлен тем, что для исследования суверенной премии за риск в данной работе используются спреды по 5-летним кредитным дефолтным свопам, которые являются самыми ликвидными среди кредитных дефолтных свопов (Oehmke and Zawadowski (2013); Markit). Средневзвешенные кумулятивные показатели дефолтов затем пересчитываются на год на основе метода, предложенного Duffie & Singleton (2003). Данная модель основана на предпосылке о том, что дефолт следует процессу Пуассона, представляя собой событие с постоянной интенсивностью, обозначаемой λ . В таком случае, промежуток времени до дефолта является экспоненциально распределенной величиной и, для вероятности «выживания» $P(t)$, т.е. отсутствия дефолта в течение t лет, мы получаем:

$$P(t) = 1 - P(\text{default}) = e^{-\lambda \times t}$$

Таким образом, ожидаемое время для дефолта определяется как $1/\lambda$. Для исследования 5-летних кумулятивных показателей дефолта предполагается постоянная интенсивность дефолта в течение пяти лет. Тогда,

$$1 - P(\text{default})_i = e^{-5 * \lambda_i}$$

и

$$\lambda_i = \frac{-\ln(1 - P(\text{default})_i)}{5}$$

Полученная таким образом λ_i - интенсивность дефолта, является прогрессивной оценкой вероятности дефолта на годовом горизонте, предполагаемой кредитными рейтингами. Однако Remolona, Scatigna and Wu (2007b) предлагают модифицировать данный подход и сделать коррекцию вероятности дефолта с учетом потерь предполагаемых дефолтом. Получаемые в результате ожидаемые потери являются среднеарифметическим ожидаемых потерь от каждого кредитного агентства, и данная оценка на основе рейтингов Moody's и S&P была названа RSW (Remolona, Scatigna and Wu)-RIEL. Для получения данной оценки необходимо перемножить вероятность дефолта для каждого кредитного рейтинга на потери в случае дефолта, или $(1 - \text{коэффициент возмещения})$. Таким образом, RIEL на каждый квартал высчитывается как:

$$\begin{aligned} RIEL_{i,t} &= \frac{-\ln(1 - EL_{i,t})}{5} \\ &= \frac{-\ln(1 - P(\text{default})_{i,t} \times \overline{LGD})}{5}, \\ &= \frac{-\ln(1 - P(\text{default})_{i,t} \times (1 - \overline{RR}))}{5} \end{aligned}$$

где EL – ожидаемые потери,

LGD – потери в случае дефолта, (фиксированный коэффициент для RSW-RIEL),

RR – коэффициент возмещения для страны i в момент t

Уровень коэффициента возмещения, используемый в работе Remolona и др., является средним коэффициентом по суверенным дефолтам, рассчитанный Moody's на основе цены долга на 30-ый день после дефолта. Средний коэффициент равен 55%, т.е. потери в случае дефолта составляют 45%. Данное значение коэффициента возмещения также наблюдается в работах Sturzenegger, Zettelmeyer (2008); Liebig, Porath, di Mauro, Wedow (2004), а также используется в базовом подходе IRB Basel II. Однако, использование данного уровня потерь в случае дефолта для развивающихся стран не совсем верно. Согласно докладу Moody's в 2012 году, средний показатель коэффициента возмещения для суверенных облигаций составил только 51% с 1983 по 2012 год. Однако для развивающихся стран, в период с 1998 по 2006 год средние потери в случае дефолта составили 41% (Ivanov (2011)), что значительно ниже использованной оценки. Более того, опыт показывает, что коэффициент возмещения

может оказаться гораздо ниже. Так, согласно докладу Moody's, в 1998 году потери при дефолте России достигли 82%. Для суверенного долга с кредитным рейтингом инвестиционного уровня, как правило, используется уровень возмещения в 40%, в то время как для низших кредитных рейтингов предполагается более высокий показатель. Зачастую для развивающихся стран используют оценку потерь в случае дефолта в 75% (Markit). Также, согласно Plank (2010), инвесторы, имеющие нейтральное отношение к риску, оценивают коэффициент возмещения для развивающихся стран в пределах от 20% до 30%. Учитывая данную информацию и последнюю статистику, в данной работе я использую следующие показатели потерь в случае дефолта: 60 % для стран, имеющих рейтинг инвестиционного класса, BBB-/Ba3 и выше, и 75% для кредитных рейтингов низших уровней, BB+/Ba1 и ниже.

Предположение об ортогональности потерь в случае дефолта и вероятности дефолта является одним из недостатков данной модели, однако, не критичным. Согласно анализу Standard & Poor's, корреляция между кредитными рейтингами и коэффициентами возмещения является достаточно низкой. Так, для линейной модели зависимости между кредитным рейтингом и рейтингом возмещения, коэффициент детерминации R^2 составляет 17%. Также S&P отмечают, что, несмотря на нелинейную зависимость между вероятностями дефолта и кредитными рейтингами (вероятность дефолта повышается более чем пропорционально с ухудшением рейтинга), корреляция между ними и рейтингами возмещения по-прежнему очень мала. В связи с этим, предположение об ортогональности не приводит к серьезным смещениям в оценках, при этом значительно упрощая данную модель.

Таким образом, мы можем получить долгосрочную оценку ожидаемых потерь RIEL, предполагаемую кредитными рейтингами, оценку «сквозь экономический цикл», не учитывающую временные изменения в суверенной платежеспособности, а только перманентные эффекты. Однако проблема данной оценки заключается в стабильности рейтингов, а, значит, низкой частоте данных, в то время как новая информации поступает на рынок с высокой частотностью, что находит отражение в оценке риска инвесторами. Одним из способов увеличить количество наблюдений и приблизить RIEL к реальным ожидаемым потерям является учет не только кредитных рейтингов, но и краткосрочных прогнозов кредитных агентств.

1.2. Регулирование оценки ожидаемых потерь относительно краткосрочных прогнозов кредитных агентств

Как правило, кредитные агентства публикуют отчеты, отражающие текущее видение кредитоспособности государств, так называемые “Watches” (рейтинги на пересмотре) и “Outlooks” (кредитные прогнозы). Данные доклады публикуются с гораздо большей частотностью, нежели происходят изменения в рейтингах, и отражают негативную, стабильную или положительную тенденцию в кредитоспособности государств. Использование данных отчетов в оценке вероятности дефолта позволяет минимизировать смещения, вызванные долгой реакцией кредитных агентств на изменения кредитоспособности, а также учесть краткосрочные, но значительные изменения в ней.

Как правило, публикации прогнозов кредитных агентств происходят в случае значительных потрясений на рынке, изменений в кредитоспособности государства и высокой вероятности изменения кредитного рейтинга в будущем. Таким образом, они являются предостерегающим сигналом для инвесторов. Согласно исследованию Micu, Remolona and Wooldridge (2006), инвесторы учитывают как изменения в кредитных рейтингах, так и краткосрочные прогнозы. Более того, кредитные агентства подчеркивают, что полное представление о суверенной кредитоспособности можно получить только после суммарного анализа кредитных рейтингов и краткосрочных прогнозов.

В данной работе я использую публикации агентства Fitch, находящиеся в открытом доступе для исследуемых стран с 2004 по 2012 год включительно. Ismailescu and Kazemi (2010) выявили, что положительные новости имеют большее влияние на рынок в районе 2-х дней около публикации, в то время как негативные прогнозы, как правило, ожидаются рынком CDS заранее, что приводит к меньшему скачку спреда в момент непосредственной публикации. Однако данную тенденцию достаточно сложно учесть, в то время как значительное улучшение объясняющей способности модели при этом маловероятно. В связи с этим, следуя предположениям Remolona, Scatigna and Wu (2008), я предполагаю симметричное влияние как отрицательных, так и положительных прогнозов на рыночную оценку ожидаемых потерь. Далее, при условии стабильного прогноза, вероятность дефолта остается прежней. В случае положительного или отрицательного прогноза присваиваются следующие вероятности перехода: 30% для прогнозов (“Outlooks”) и 60% для рейтингов на пересмотре (“CreditWatch”). Таким образом, положительный прогноз

приводит к пропорциональному уменьшению вероятности дефолта на один нотч, а отрицательный к уменьшению. Авторы предполагают данные вероятности оптимальными на основе консультаций представителей рейтинговых агентств.

В данном исследовании ожидаемые потери моделируются следующим образом:

$$RIEL_{ADJUSTEDi,t} = \frac{0.7 \times P(\text{default})_{0i,t} \times LGD_{0i,t} + 0.3 \times P(\text{default})_{1i,t} \times LGD_{1i,t}}{0.4 \times P(\text{default})_{0i,t} \times LGD_{0i,t} + 0.6 \times P(\text{default})_{1i,t} \times LGD_{1i,t}}$$

для кредитных прогнозов и рейтингов на пересмотре соответственно.

$P(\text{default})_{0i,t}$ равна изначальной вероятности дефолта (пересчитанной в расчете на год),

$P(\text{default})_{1i,t}$ соответствует вероятности рейтинга на один нотч ниже/выше,

$LGD_{0i,t}$ равен 60% для инвестиционного рейтинга и 75% для кредитных рейтингов ниже.

Таким образом, данный подход позволяет получить ожидаемые потери, высчитанные на основе кредитных рейтингов и прогнозов, учитывающие как долгосрочные факторы, так и краткосрочные значительные изменения в кредитоспособности государств. Используемый подход основан на методе Remolona, Scatigna and Wu (2007b), идея включения краткосрочных публикаций рейтинговых агентств следует из работы Remolona, Scatigna and Wu (2008), а также используются кредитные рейтинги сразу трех рейтинговых агентств (S&P, Moody's, Fitch) для полноценного учета «разделенных рейтингов». Кроме того, потери в случае дефолта определяются в зависимости от кредитного рейтинга страны и определяются согласно текущим историческим данным и используемым на рынке оценкам. Далее данная оценка будет указываться как $RIEL_{adj}$ (Rating-implied expected loss adjusted) – оценка ожидаемых потерь от дефолта, основанная на кредитных рейтингах и преобразованная относительно модели RSW-RIEL.

1.3. Расчет суверенной премии за риск на основе CDS спредов

В связи с тем, что CDS спреды являются комбинацией ожидаемых потерь от дефолта и премии за риск непредвиденных потерь, суверенная премия за риск является разницей между данными спредами и риск - нейтральной оценкой убытков.

Так как показатель $RIEL_{adj}$ является оценкой ожидаемых потерь, основанной на реальных наблюдаемых вероятностях дефолта, она риск-нейтральна. Таким образом, суверенная премия за риск может быть определена как разница между существующим суверенным CDS спредом в момент времени t и ожидаемыми потерями:

$$\pi_{i,t} = S_{i,t} - RIEL_{adjusted\ i,t},$$

где $\pi_{i,t}$ - премия за риск для страны i в момент t ,

$S_{i,t}$ - спред по пятилетним суверенным кредитным дефолтным свопам для страны i в момент t .

1.4. Эмпирическая оценка ожидаемых потерь от дефолта и анализ кросс-корреляций показателей риска для развивающихся стран Европы

Анализ в данной работе проводится для шести развивающихся стран Европы на основе квартальных данных с 2004 по 2012 год включительно. Центральная Европа представлена Венгрией и Польшей, Восточная Европа - Россией и Украиной, Болгария и Турция принадлежат к Юго-Восточной части Европы. Как правило, в список европейских развивающихся стран также входит Чехия, однако данная страна не включена в анализ по причине, часто встречающейся для развивающихся стран: отсутствию необходимых данных, а именно данных по суверенным CDS спредам с 2004 года. Несмотря на территориальную близость, данные страны существенно различаются как в фундаментальных показателях, так и в спредах CDS. Так, например, согласно данным МВФ 2012 года, Россия находится на 6ом месте в мире по объему ВВП, в то время как Болгария – на 66. Средние CDS спреды так же варьируются от 0,96% для Польши до 6,93 % для Украины соответственно.

9 лет квартальных данных для шести стран Центральной и Восточной Европы составляют выборку в 216 единиц наблюдений. В работе использованы кредитные рейтинги и кумулятивные показатели дефолта от трех ведущих кредитных рейтинговых агентств: Standard & Poors, Moody's и Fitch. Краткосрочные публикации прогнозов и рейтингов на пересмотре находятся в открытом доступе для агентства Fitch – полная кредитная история суверенных рейтингов и прогнозов опубликована на сайте агентства 28 мая 2013 года. Статистика взвешенных пятилетних кумулятивных дефолтов доступна на сайтах агентств для корпоративных дефолтов

для каждого нотча, и по буквам рейтингов для суверенных дефолтов. Кроме того, кредитная история развивающихся стран по всем трем агентствам представлена на ресурсе Country Economy.

Данные по пятилетним суверенным CDS спредам доступны в системе Bloomberg. Пятилетние кредитные дефолтные свопы являются наиболее ликвидными и составляют большую часть рынка CDS. Для последующего анализа факторов, влияющих на ожидаемые потери и суверенную премию за риск, используются квартальные макроэкономические данные Всемирного Банка, Международного Валютного Фонда (МВФ), статистика Организации Экономического Сотрудничества и Развития (OECD), данные Datastream, OANDA и терминала Bloomberg. Данные включают в себя объем номинального ВВП, ВВП на душу населения, инфляцию, счет текущих операций, объем внешнего долга (Nominal, USD), номинальный экспорт и импорт (в USD), золотовалютные резервы (USD), изменения и уровень обменного курса относительно доллара, рост ВВП на душу населения и показатели местных рынков ценных бумаг. Кроме того, данные по индексу восприятия коррупции получены с сайта организации Transparency International, статистика уровня политического риска для каждой из стран доступна в рейтингах International Country Risk Guide (ICRG). Для исследования влияния глобальных факторов на суверенную премию за риск используются данные Федерального Резерва США, Yahoo Finance и Bloomberg. Набор переменных включает в себя индекс волатильности S&P VIX, также называемый «индексом страха», TED спред (разница между трехмесячной ставкой LIBOR и T-Bills) и ставку CMT (constant maturity treasury).

Эмпирическая оценка ожидаемых потерь от дефолта, основанная на кредитных рейтингах и прогнозах, оказывается значительно меньше, нежели CDS спред. Однако данный факт не означает неправильную оценку ожидаемых убытков: напротив, относительно низкий уровень предполагаемых потерь и их незначительная роль в вариации CDS спредов описывается в большинстве работ на данную тему. Например, анализ кредитных спредов **Diaz & Gemmill (2006)** показал, что ожидаемые потери составляют лишь малую часть спредов, и только 8% вариации в них объясняется фундаментальными показателями, в то время как глобальные факторы, такие как отношение инвесторов к риску, являются определяющими.

Дальнейший анализ на основе регрессий с фиксированными эффектами также подтверждает адекватность полученной оценки ожидаемых убытков от дефолта.

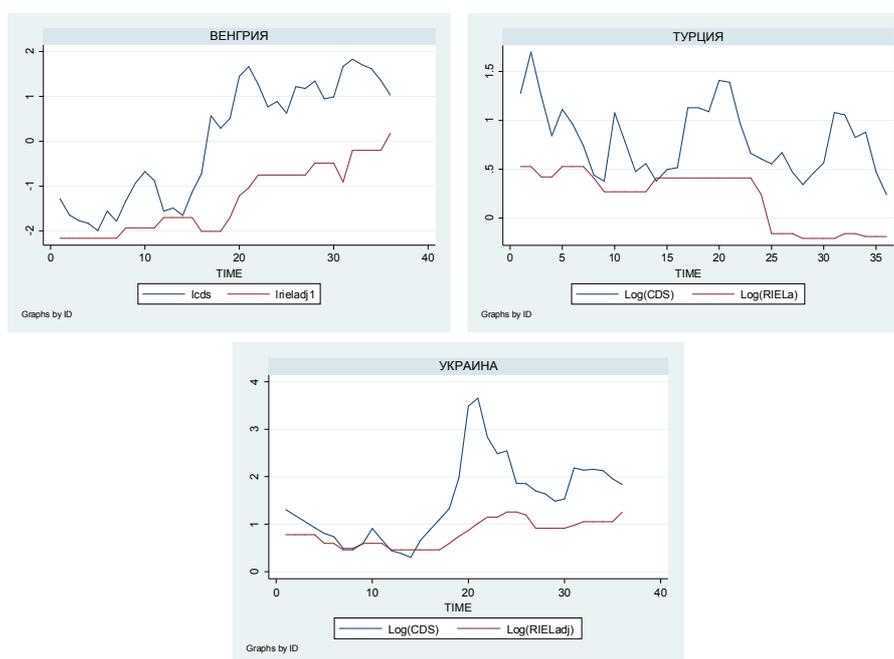


Рис.1. CDS спреды и Оцененные на основе рейтингов ожидаемые потери от дефолта ($RIEL_{adj}$).
Источник: расчеты автора.

Например, Рис. 1 наглядно демонстрирует существенную разницу между спредом по суверенным кредитным дефолтным свопам и оценкой ожидаемых убытков. Несмотря на то, что данные показатели имеют немного схожую динамику, в целом, ожидаемые потери остаются стабильной величиной, а CDS спреды – волатильной. Опыт большинства исследований премий за риск, как суверенных, так и корпоративных, показывает применимость логарифмических моделей и их большую описательную способность, нежели для прямых значений. В связи с этим, последующий анализ, включая корреляции между показателями убытков и премиями между странами, графические иллюстрации и регрессии основываются на логарифмах спредов и ожидаемых потерь. На Рис.1а, 2а в приложении продемонстрированы оценки RIEL, суверенной премии за риск и CDS спреды для всех исследуемых стран. Корреляция CDS спредов с RIEL составляет 64%, в то время как корреляция суверенных спредов и премии за риск равна 90%. Высокая корреляция последних очевидна из Рис. 2: при относительно стабильных ожидаемых убытках от дефолта, динамика CDS спредов определяется в основном вариацией премии за риск.

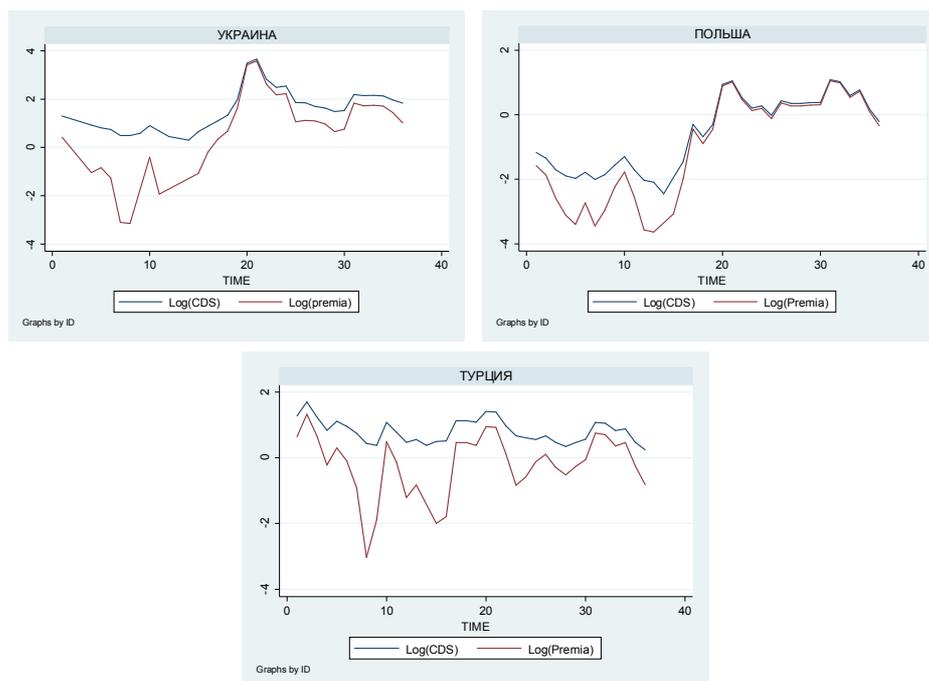


Рис.2. CDS спреды и оцененные на основе RIEL суверенные премии за риск. *Источник: расчеты автора.*

Таким образом, при среднем суверенном спреде в 2,59 % для исследуемых стран, средние ожидаемые потери от дефолта составляют лишь 0,78%. В большинстве случаев (82%), оцененная премия за риск положительна, и достигает отрицательных значений только для Украины и Болгарии в период до 2007 года.

```
. summarize cds riela rielap
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
cds	214	2.595937	3.964847	.08667	38.57922
riela	216	.7801157	.8515175	.097	3.503
rielap	216	1.791894	3.563478	-2.172	35.811

Табл.1. Основная статистика по CDS спредам, ожидаемым потерям и премии за риск для исследуемых стран. *Источник: расчеты автора.*

Попарное сравнение корреляций в оцененных показателях между исследуемыми странами дает более наглядные результаты. Так, в Таблице 2 представлены корреляции в CDS спредах, RIEL и оцененной премии за риск между исследуемыми странами. Высокая корреляция спредов наблюдается для стран Центральной Европы: 95.7 % для Венгрии и Польши. Также высокий показатель

линейной зависимости наблюдается для Польши и Болгарии (95%), Польши и России (72%), Болгарии и Венгрии (89%). Однако для большинства стран корреляция в суверенных спредах CDS либо незначительна, либо практически отсутствует, как для Венгрии и Турции (6%).

CDS спреды	Венгрия	Болгария	Польша	Турция	Россия	Украина
Венгрия	1					
Болгария	0.895	1				
Польша	0.957	0.951	1			
Турция	0.061	0.285	0.1804	1		
Россия	0.597	0.813	0.7224	0.6004	1	
Украина	0.291	0.427	0.2957	0.26565	0.39927	1

Премии за суверенный риск	Венгрия	Болгария	Польша	Турция	Россия	Украина
Венгрия	1					
Болгария	0.929	1				
Польша	0.97	0.955	1			
Турция	0.379	0.471	0.4211	1		
Россия	0.666	0.822	0.7457	0.63754	1	
Украина	0.626	0.761	0.6993	0.38466	0.87032	1

Ожидаемые потери от дефолта RIEL _{adj}	Венгрия	Болгария	Польша	Турция	Россия	Украина
Венгрия	1					
Болгария	-0.228	1				
Польша	-0.573	0.533	1			
Турция	-0.807	0.303	0.5373	1		
Россия	-0.373	0.446	0.4474	0.46793	1	
Украина	0.769	0.12	-0.4608	-0.591	-0.2118	1

Табл.2. Корреляции оцененных ожидаемых потерь от дефолта RIEL_{adj}, суверенных премий за риск и CDS спредов. Источник: расчеты автора.

Разложение спредов на ожидаемые потери и премию за риск свидетельствует о том, что ожидаемые потери от дефолта практически невязаны, или имеют отрицательную корреляцию. Например, при корреляции CDS спредов в 89%, корреляция в ожидаемых потерях от дефолта составляет – 22.7% для Венгрии и Болгарии. В связи с тем, что ожидаемые потери определяются локальными фундаментальными факторами, включающими в себя рост ВВП, объем внешнего долга и золотовалютных резервов, низкий показатель корреляции ожидаемых потерь для исследуемых стран соответствует теоретическим предпосылкам. В отношении премии за риск ситуация противоположная: средний показатель корреляции составляет 68.9%, достигая 92% - 97% для Польши, Венгрии и Болгарии. Более того, при низкой взаимосвязи CDS спредов (39.9%) и ожидаемых потерь (-21%) для

Восточной Европы, корреляция премий за риск равна 87%. Данные результаты являются эмпирическим обоснованием теории влияния глобальных, а не фундаментальных, факторов на суверенную премию за риск. Как правило, к глобальным факторам относят показатели несклонности к риску, оцениваемой через «индекс страха» VIX, ликвидность рынка, а также показатели американского рынка, такие как ставка CMT, рост потребления США, TED спред и так далее. Подтверждение данной гипотезы присутствует в работах **Longstaff, Pan, Pedersen, Singleton (2010)**, выявивших определяющую роль волатильности рынка США и доходности американского рынка акций, а также **Pan & Singleton (2008)**, продемонстрировавших высокую объяснительную способность индекса волатильности CBOE VIX, спреда между 10-летними корпоративными облигациями с рейтингом BB и 6-месячными казначейскими векселями США для суверенных премий за риск.

Результаты **Diaz & Gemmill (2006)** также подтверждают, что корреляция кредитных спредов значительно превышает предполагаемую связь между фундаментальными макроэкономическими показателями экономик. Более того, авторы продемонстрировали, что фундаментальные показатели объясняют лишь 8% вариации в премии за риск.

ГЛАВА 2. Моделирование адаптивной динамической оценки ожидаемых потерь от дефолта и суверенной премии за риск на основе кредитных рейтингов и текущей информации на рынке

2.4. Моделирование оценки ожидаемых потерь как процесса адаптивных ожиданий с учетом кредитных рейтингов и текущих макропоказателей

Прежде чем приступить к непосредственному анализу факторов, влияющих на суверенную премию за риск, стоит отметить недостатки измерения ожидаемых убытков на основе публикаций кредитных рейтинговых агентств. Во-первых, несмотря на учет как долгосрочных, так и краткосрочных публикаций, данные по-прежнему обладают низкой частотностью. Во-вторых, кредитные рейтинговые агентства предлагают оценку кредитоспособности с учетом будущих перспектив, однако, даже для составления прогнозов требуется определенное время, в то время как представители рынка учитывают информацию в момент ее поступления, то есть, значительно быстрее. Более того, в связи с мировым финансовым кризисом 2007-2009 года, когда рейтинговые агентства провели пересмотр неправильно присвоенных AAA рейтингов более чем 2000 MBS (ипотечных ценных бумаг), что усугубило ситуацию на рынке, качество оценок кредитных рейтинговых агентств значительно критикуется.

Основная критика работ КРА связана с олигополистической структурой рынка, где недостаток конкуренции приводит к возможным моральным рискам. С 2004 года спрос на услуги рейтинговых агентств значительно вырос, и, так как большинство фондов имеют разрешение на работу с бумагами, рейтингованными только Moody's, Standard & Poor 500 и Fitch, указанные рейтинговые агентства присваивали рейтинг всем ипотечным ценным бумагам (MBS) и обеспеченным долговым обязательствам (CDO). Стоит заметить, что данный бизнес является весьма прибыльным, в то время как рынок MBS и CDO бурно развивался до 2007 года, принося КРА огромную прибыль в обмен на высший кредитный рейтинг AAA. Проблема взаимосвязи между оплатой работы КРА и присвоенными ими рейтингами значительно подрывает доверие к применяемым стандартам при оценке кредитоспособности клиентов.

Неспособность рейтинговых агентств быстро реагировать на изменения кредитоспособности государств также очевидна на примере Европейского долгового кризиса 2010-2012. Несмотря на установку кредитных рейтингов на будущие

перспективы, оценка соответствовала только доступной исторической информации. Например, пересмотр кредитного рейтинга Греции произошел слишком поздно, чтобы предоставить инвесторам ценную информацию и позволить избежать потерь. Так же, как и в 2007-2008 году во время переоценки \$1.9 миллиардов MBS, понижение рейтинга произошло уже после финансового коллапса, и лишь усугубило турбулентность на рынке. Еще один яркий пример приводит Damodaran (2011), указывая на то, что Moody's не меняли кредитный рейтинг Индии в течение трех лет с 2004 по 2007 год, в то время как индийская экономика демонстрировала двузначный рост.

В связи с этим, главными проблемами модели ожидаемых потерь $RIEL_{adj}$ являются, прежде всего, низкая частота данных и долгая реакция изменений в рейтингах на отклонения в фундаментальных показателях, в то время как рынок реагирует значительно быстрее. Для получения более информативной оценки ожидаемых убытков, соответствующей реальным ожиданиям рынка, возможно использование динамической рыночной оценки ожидаемых потерь MBEL (Market-based expected loss), предложенной Remolona, Scatigna and Wu (2008). Для приближения рейтинговой оценки к рыночной используются текущие макроэкономические данные. Это позволяет, во-первых, увеличить частотность оценки ожидаемых потерь, и, во-вторых, приблизить полученную оценку MBEL к ненаблюдаемой рыночной оценке ожидаемых потерь при дефолте. Предполагая, что участники рынка быстро приспосабливают оценку ожидаемых потерь от дефолта как к текущей информации, так и к публикациям КРА, можно получить динамическую рыночную оценку, которая является более содержательной, нежели RIEL. Remolona и др.(2008) показали, что на период 2002-2006 годов, данная оценка превосходила в качестве рейтинговую, повышая объяснительную способность модели в целом.

Применение данной модели в исследовании предполагает две дополнительные возможности. Во-первых, в случае применимости модели к развивающимся странам Европы в 2004-2012 годах, оценка MBEL позволит выявить макроэкономические локальные факторы, определяющие ожидаемые потери, и факторы, влияющие на полученную суверенную премию за риск. Во-вторых, сравнение оценки ожидаемых потерь от дефолта на основе только кредитных рейтингов, и на основе также текущей информации о фундаментальных показателях позволит оценить, насколько рейтинговые агентства недооценивают ожидаемые потери от дефолта.

Предположим, что рыночная оценка ожидаемых потерь следует процессу

адаптивных ожиданий. Учитывая долгосрочную ориентацию кредитных рейтингов, присвоенных агентствами, оценку «сквозь экономический цикл», а также эмпирические доказательства реакций рынка на изменения оценки кредитных агентств, рыночная оценка ожидаемых потерь должна включать в себя $RIEL_{adj}$. Тогда, следуя данной логике и свойствам $RIEL$ как некой равновесной оценки, не учитывающей краткосрочные макроэкономические изменения, определим рыночную оценку ожидаемых потерь $MBEL$ следующим образом:

$$MBEL_{i,t} = (1 - \delta) \times \widehat{RIEL}_{i,t+1} + \delta \times MBEL_{i,t-1} + v_{i,t},$$

где $0 < \delta < 1$ - поправочный коэффициент адаптации,

$\widehat{RIEL}_{i,t+1}$ - оценка ожидаемых потерь на следующий период

$v_{i,t}$ - случайный член для страны i в момент t .

Таким образом, изменение рыночной оценки ожидаемых потерь от дефолта происходит с учетом отклонений оценки в прошлом периоде от ожидаемых потерь, основанных на текущей информации, и зависит от коэффициента адаптации δ . Вычитая из правой и левой части $MBEL_{i,t-1}$, мы получаем уравнение адаптации:

$$MBEL_{i,t} - MBEL_{i,t-1} = (1 - \delta) \times [\widehat{RIEL}_{i,t+1} - MBEL_{i,t-1}] + v_{i,t}$$

Однако проблема данного уравнения состоит в том, что рыночная оценка является ненаблюдаемой. Одним из решений проблемы является использование CDS-прокси для $MBEL$, предложенной в работе Remolona и др. В связи с тем, что рейтинговые агентства предлагают долгосрочную оценку ожидаемых потерь, то, учитывая предполагаемую информационную эффективность рынка в равновесии, \overline{RIEL}_i и \overline{MBEL}_i совпадут. Тогда, так как $RIEL$ является непосредственной составляющей CDS спреда, то определим коэффициент α как:

$$\alpha_i = \frac{\overline{RIEL}_i}{S_i} \quad \forall i = 1, \dots, 6$$

где \overline{RIEL}_i - средние ожидаемые потери от дефолта, основанные на оценки КРА,

\overline{S}_i - средний CDS спред для страны i за 2004-2012 год.

Тогда, в качестве прокси для $MBEL_i$ используется $S_{i,t}^* = \alpha_i \times S_{i,t}$.

Что касается $\widehat{RIEL}_{i,t+1}$, данное значение является оценкой ожидаемых потерь при дефолте для следующего периода, основанной на фундаментальных показателях в данный момент t . Другими словами,

$$\widehat{RIEL}_{i,t+1} = f(F_{i,t}) + \varepsilon_{i,t},$$

где $f(F_{i,t})$ - функция от фундаментальных показателей локальных экономик, доступных в предыдущем квартале. Фундаментальные показатели определяются на основе теоретических предположений в современной литературе и их объяснительной способности в регрессиях. Список переменных включает в себя такие страновые характеристики как ВВП, ВВП на душу населения; «валютные» переменные: обменный курс и его волатильность; а также объемы внешнего долга, золотовалютных резервов, счет текущих операций и т.д.

В связи с тем, что рыночная оценка ожидаемых потерь при дефолте ненаблюдаема, и для модели используются прокси переменные, что может вызвать несостоятельность оценок, для дальнейшего анализа будут применены обе оценки ожидаемых потерь от дефолта: как $RIEL_{adj}$, так и $MBEL$. Это позволит, с одной стороны, контролировать возможные отклонения рыночной оценки, и, с другой стороны, контролировать запоздалую реакцию рейтинговых агентств на изменения кредитоспособности государства.

2.2. Обоснование выбора переменных для оценки ожидаемых потерь и последующего анализа

Современные исследования предлагают большой спектр возможных объясняющих переменных для ожидаемых потерь от дефолта и премии за риск. Группы факторов включают в себя как локальные показатели, так и глобальные

переменные. Remolona и др. (2007b) используют следующие макропоказатели: ВВП, ВВП на душу населения, инфляцию, счет текущих операций, индекс коррупции, внешнего долга и историю дефолтов, оцениваемую как количество лет после дефолта. Для динамического подхода используются также прогнозы роста ВВП, рост экспорта и золотовалютные резервы. Однако с 2008 года немалое количество исследований на тему факторов, определяющих суверенную премию за риск, показало объясняющую способность других переменных. Так, например, Hilscher and Norbusch (2010) показали важную объясняющую роль условий торговли для кредитных спредов и суверенной премии за риск. Кроме того, авторы указывают на важность не только абсолютного уровня фундаментальных показателей, но и их волатильности, однако в список объясняющих переменных, помимо условий торговли, включены лишь внешний долг и золотовалютные резервы. В качестве глобальных переменных Remolona и др. (2007b) используют только индекс волатильности VIX, являющийся оценкой глобальной несклонности к риску, и индикатор «аппетита к риску», предложенный в работе Tarashev и др.(2003), который, однако, оказывается незначимым. Опять же, данный набор переменных не является исчерпывающим: в результате значительной интеграции экономик с американским рынком, продемонстрированной в работе **Wang & Moore (2012)**, некоторые показатели американского рынка способны объяснять вариации в суверенных премиях. Например, в модели Hilscher and Norbusch (2010) объясняющая способность для кредитных спредов присуща ставке по 10летним ценным бумагам казначейства США, дефолтному спреду (разницей между доходностью Aaa и Baa бондов) и TED спреду. У Augustin & Tedongap (2011) значимым фактором оказывается ожидаемый рост потребления в США, значительно коррелирующий с индексом волатильности VIX. В связи с большим количеством альтернативных объясняющих факторов, в данной работе я расширю количество регрессоров, используемых в первоначальной модели. Главной задачей является анализ и синтез возможных переменных, а также нахождение их оптимальной комбинации для максимально качественной спецификации модели.

Локальные переменные

Для учета особенностей локальной экономики, прежде всего в анализе используются основные макропоказатели. Для контроля размера страны используется $\log(\text{ВВП})$, показателем уровня экономического развития служит ВВП

на душу населения. Также присутствуют такие переменные, как инфляция, счет текущих операций (% от ВВП), золотовалютные резервы (% от ВВП), рост ВВП и рост экспорта, объясняющая способность которых показана в оригинальной модели. Все перечисленные данные доступны с квартальной частотой. Далее, уровень коррупции в стране может играть важную роль для восприятия рынком возможных потерь от дефолта, так как, в отличие от корпоративных дефолтов, суверенный дефолт зачастую является политическим решением. Для контроля уровня коррупции используется Индекс Восприятия Коррупции CPI, годовые данные по которому предоставляет компания Transparency International. Данный индекс ранжирует страны относительно восприятия уровня коррупции населением, где оценка 0 соответствует очень высокому уровню коррупции, а 100 – ее отсутствию. Данный индекс является не абсолютным показателем, а оценкой стран относительно друг друга. Подобным регрессором также является уровень политического риска, предоставляемый рейтингом ICRG (International Country Risk Guide). Оценка политического риска включает в себя 12 взвешенных показателей переменных, отражающих политические и социальные аспекты стран. В случае оценки ниже 50%, страна характеризуется высоким политическим риском, в то время как оценка 80-100% соответствует максимально низкому риску. Однако, комбинация политического риска и индекса восприятия коррупции приводит к мультиколлинеарности в модели, что существенно влияет на вариацию оценок. В связи с этим, а также близкой смысловой нагрузкой данных переменных, в спецификации используется индекс восприятия коррупции, оказывающийся значимой переменной.

Согласно анализу Reinhart и др. (2003), одним из ключевых определяющих факторов будущего дефолта страны является история ее предыдущих дефолтов, в то время как макроэкономические показатели не способны полностью учесть особенности так называемых «серийных дефолтеров». Hilscher & Norbusch (2010) также подтверждают, что страны, которые недавно объявляли дефолт, характеризуются более высокими кредитными спредами и премией за риск. Таким образом, «история дефолтов» учитывается в предлагаемой модели через прокси «количество лет после дефолта». Однако последний дефолт России произошел в 1998 году, а Венгрии - в 1941. При этом разумно предположить, что, при достаточно большом количестве лет после дефолта, дополнительные годы имеют меньшую значимость. В связи с этим, следуя методу Hilscher & Norbusch (2010), странам, совершившим последний дефолт более 30 лет назад, присваивается значение «11»,

для стран, совершивших последний дефолт менее 30, но более 10 лет назад, присваивается «10», для остальных используется реальное количество лет после дефолта. В противном случае, отсутствие ограничений на данную переменную может привести к чересчур большим значениям для Венгрии, Польши и Турции.

Далее, долговая позиция стран и уровень золотовалютных резервов теоретически должны влиять на ожидаемые потери в случае дефолта: чем больше внешний долг, тем больше вероятность его невыплаты. Так как внешний долг выплачивается в иностранной валюте, уровень золотовалютных резервов тем самым влияет на вероятность дефолта. В связи с этим, золотовалютные резервы (% от ВВП) и объем внешнего долга (% от ВВП) используются в качестве объясняющих переменных в данной работе. Более того, Hilscher & Norbusch (2010) отмечают, что отношение резервов к ВВП может считаться некой прокси для ликвидности местного рынка. Также, как отмечает Plank (2010), способность страны выплачивать долг повышается с приведенной стоимостью экспортов и резервов иностранной валюты, и понижается при увеличении приведенной стоимости импорта. Таким образом, совокупная динамика возможности страны выплачивать долг, ее волатильность и объем долга определяют вероятность дефолта. В связи с описанными теоретическими предпосылками, уровень экспорта, импорта и их отношение включены в список используемых переменных.

Следуя результатам исследования Longstaff и др. (2010), в список локальных факторов также включаются «валютные» переменные, а именно, уровень обменного курса относительно доллара США, процентные изменения в обменном курсе и процентные изменения золотовалютных резервов. Теоретические обоснования использования данных переменных следующие: в связи с тем, что внешний долг выплачивается в иностранной валюте, отрицательный темп роста золотовалютных резервов может положительно сказываться на вероятности выплаты обязательств со стороны государства и восприниматься рынком, как негативный сигнал. Постоянное обесценивание валюты относительно доллара также увеличивает объем долга в национальной валюте, а, значит, увеличивает вероятность дефолта по нему.

Далее, Hilscher & Norbusch (2010) отмечают, что, с теоретической точки зрения, волатильность фундаментальных показателей также должна иметь влияние на оценку вероятности дефолта. Страна с более волатильными показателями имеет большую вероятность негативных шоков, которые приводят к дефолту. Согласно Bulow and Rogoff (1989), такие факторы, как изменения в условия торговли влияют на способность страны выплачивать внешний долг, а Hilscher & Norbusch (2010)

продемонстрировали, что условия торговли и их волатильность являются важными детерминантами кредитных спредов. Однако данные по ToT с квартальной периодичностью отсутствуют, в то время как предварительная оценка модели на годовых данных показала отсутствие достаточной объясняющей способности со стороны ToT.

Тем не менее, теория влияния волатильности локальных факторов остается мало затронутой в исследованиях. В связи с этим, в список потенциальных факторов данной модели также включается доходность и изменения доходности на местных рынках ценных бумаг.

Глобальные переменные

Для контроля таких факторов, как общая несклонность инвесторов к риску, ликвидность рынка и т.д., необходимо использовать так называемые «глобальные» переменные. В своей работе Remolona и др. (2007b, 2008) ограничиваются использованием индекса VIX. Показатель VIX рассчитывается Чикагской биржей опционов CBOE (Chicago Board Options Exchange) на основе волатильности опциона на S&P 500. Данный показатель является рыночной оценкой будущей волатильности и высчитывается, как средневзвешенное значение восьми пут и колл опционов на индекс S&P 500. Несмотря на существующую критику, он остается часто используемой оценкой международной склонности к риску, так как увеличение склонности к риску с большой вероятностью отражается на уменьшении хеджирования волатильности. Однако, существует ряд других глобальных показателей, потенциально имеющих влияние на суверенную премию за риск. Ряд работ подчеркивают влияние ликвидности рынка в целом, в связи с чем в список переменных включен TED спред. Впервые использование данного показателя в качестве прокси для глобальной ликвидности предложено в работе Hilscher & Norbusch (2010) для кредитных спредов. TED спред высчитывается как разница между трехмесячной ставкой LIBOR и трехмесячной ставкой казначейства, которая расширяется в условиях системного недостатка ликвидности на рынке. Квартальные данные доступны на сайте Федерального Резерва США.

Включение показателей американского рынка связано с существованием обширных эмпирических доказательств трансмиссии американских шоков на остальные страны. Например, согласно Wang & Moore (2012), развитые и развивающиеся экономики стали более интегрированными с экономикой США с

момента падения Lehman Brothers, а Damodaran (2011) выявил параллельную динамику мировых рынков 12 сентября и 16 октября 2008 года. Цены на бумаги на американском финансовом рынке, таким образом, отражают информацию о фундаментальных экономических показателях и ликвидности, являющуюся релевантной для широкого спектра стран. Кроме того, США не входит в список исследуемых в данной модели стран, что не приводит к проблеме эндогенности. В связи с этим, для учета волатильности рынка фиксированного дохода США используются изменения в пятилетней доходности СМТ (Constant Maturity Treasury). Изменения в доходности СМТ могут сигнализировать изменения в темпе роста США и, таким образом, в глобальном бизнес цикле. Более того, как отмечают Longstaff, Pan, Pedersen, Singleton (2010), данные изменения могут сигнализировать феномен «бегства к ликвидности» в связи с изменениями оценки безопасности американских облигаций казначейства, служащими резервными активами во время финансовых кризисов. Таким образом, СМТ является показателем, одновременно включающим в себя ликвидность международного рынка и изменения в темпах роста и глобальном экономическом цикле.

2.3. Эмпирическая оценка динамических ожидаемых потерь MBEL и сравнительные характеристики оценок MBEL и $RIEL_{adj}$.

Динамическая оценка ожидаемых потерь в случае дефолта, основанная на ожиданиях участников рынка, моделируется, как

$$MBEL_{i,t} = (1 - \delta) \times \hat{RIEL}_{i,t+1} + \delta \times MBEL_{i,t-1} + v_{i,t}$$

Для оценки $RIEL_{i,t+1}$ используются фундаментальные показатели экономики, доступные в предыдущий квартал и имеющие объяснительную способность согласно предпосылкам описанным выше. Оптимальная спецификация модели, таким образом, выявила значимость отношения внешнего долга к ВВП, золотовалютных резервов к ВВП и ВВП на душу населения. Также изначально значимые изменения в обменном курсе, экспорт, а также индекс восприятия коррупции и количество лет после дефолта потеряли значимость после устранения автокорреляции в модели с помощью процедуры Кохрейна-Оркатта. Совокупность данных показателей имеет

достаточно высокий показатель R^2 при оценке модели с фиксированными эффектами - 69,48 %. Более того, знаки всех переменных совпадают с ожиданиями: увеличение отношения внешнего долга к ВВП приводит к увеличению оценки ожидаемых потерь от дефолта, а коэффициенты при золотовалютных резервах относительно ВВП и ВВП на душу населения имеют отрицательные знаки. (см. Приложение 1).

Таким образом, при инструментировании $RIEL_{i,t+1}$ с помощью доступных макроэкономических показателей, учитывающихся участниками рынка, коэффициент адаптации δ составляет 59%. В каждом квартале участники рынка на 41% регулируют оценку ожидаемых потерь на текущие фундаментальные показатели, в то время как оставшиеся 59% составляют ожидаемые потери при дефолте в прошлом периоде. Стоит заметить, что использование прокси вместо ненаблюдаемых ожиданий неизбежно приводит к смещениям, и не гарантирует состоятельность оценки. С другой стороны, оценка MBEL позволяет получить более динамичный показатель с квартальной частотой. На примере России и Венгрии на Рис.3 видно, что показатели $RIEL_{adj}$ и MBEL имеют похожую динамику, однако учет текущих макропоказателей позволяет сделать оценку ожидаемых потерь более «плавной», без резких скачков $RIEL_{adj}$ (Рис 3а, Приложение).

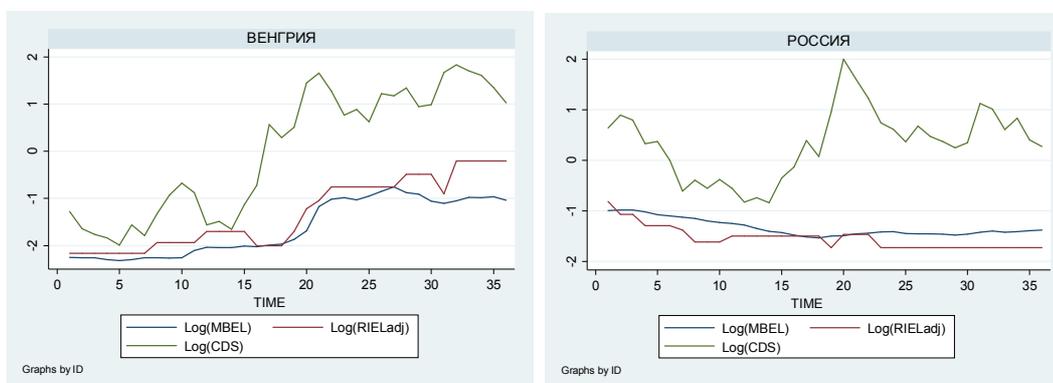


Рис.3. Логарифм CDS спредов, оценки ожидаемых потерь от дефолта на основе рейтингов $RIEL_{adj}$ и рыночной оценки ожидаемых потерь MBEL для Венгрии и России. *Источник: расчеты автора.*

Корреляция полученных оценок $RIEL_{adj}$ и MBEL составляет 97%, однако корреляция динамической оценки MBEL с CDS спредами превышает взаимосвязь $RIEL_{adj}$ со спредами (65% против 62%).

variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
cds	214	2.595937	3.964847	.08667	38.57922
riela	216	.7764153	.8513049	.0968753	3.502998
mbela	215	.7286345	.8661978	.0931364	3.391631
rielap	216	1.795485	3.563201	-2.171989	35.81121
mbpremia	216	1.846639	3.56552	-2.3643	35.61918

Табл.3 Описательная статистика рейтингового и динамического подхода: Ожидаемые потери и Премии за риск. *Источник: расчеты автора.*

Таким образом, ожидаемые потери от дефолта составляют около 30% от CDS спредов. Данный результат соответствует существующим исследованиям. Например, Chen, Collin-Dufresne, Goldstein (2009), исследуя кредитные спреды, продемонстрировали, что при расчете ожидаемых потерь на основе моделей типа модели Мертона, компенсация за ожидаемые потери составляет всего 22%.

Что касается суверенной премии за риск, при динамическом подходе расчет происходит так же, как и при рейтинговом:

$$\pi^M_{i,t} = S_{i,t} - MBEL_{i,t}$$

Как и в случае с ожидаемыми потерями, корреляция динамической суверенной премии за риск с CDS спредами составляет 94%, что больше соответствующих 92% для премии на основе RIEL. Однако данные оценки имеют схожую динамику, продемонстрированную на рисунке 4.

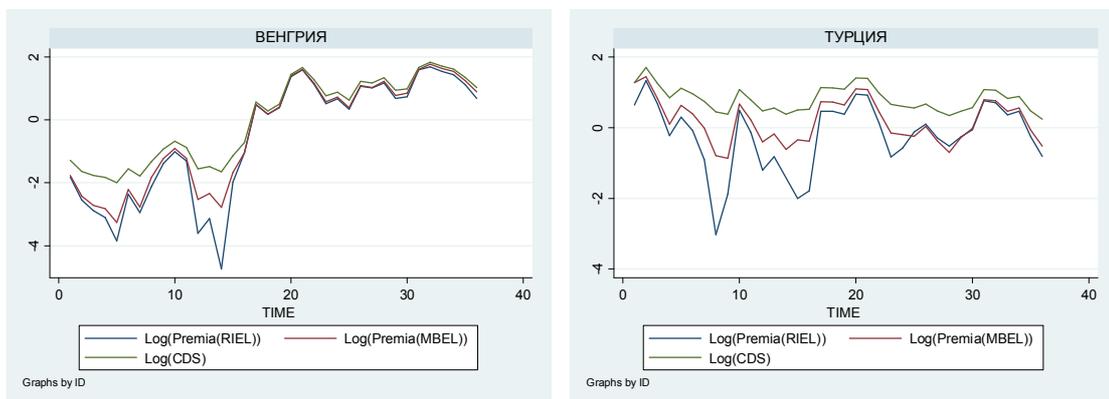


Рис.4. Логарифм CDS спредов, оценки суверенной премии за риск $Premia(RIEL_{adj})$ и рыночной оценки суверенной премии за риск $Premia(MBEL)$.

Источник: расчеты автора.

Таким образом, в связи с высокой корреляцией ожидаемых потерь и суверенных премий за риск, рассчитанных на основе двух подходов, а также их близкой динамики с CDS спредами, для дальнейшего анализа детерминант ожидаемых потерь и суверенной премии за риск будут использованы оба показателя.

		<i>Кредитный Рейтинг S&P/Moody's/Fitch</i>	<i>Средний CDS спред, %</i>	<i>Средний показатель RIELadj, %</i>	<i>Средний показатель MBEL, %</i>	<i>Средняя суверенная премия за риск (RIELadj), %</i>	<i>Средняя суверенная премия за риск (MBEL), %</i>
Центральная Европа	Венгрия	BBB/Ba1/BB+	2.03	0.24	0.23	1.68	1.80
	Польша	A-/A2/A-	0.96	0.07	0.10	0.86	0.86
Юго- Восточная Европа	Болгария	BBB/Baa2/BBB-	1.74	0.33	0.33	1.35	1.41
	Турция	BB+/Baa3/BB+	2.39	1.08	0.97	1.11	1.45
Восточная Европа	Россия	BBB/Baa1/BBB+	1.76	0.22	0.27	1.54	1.49
	Украина	BB/B2/B	6.93	1.83	2.47	4.22	4.08

Табл.5. Средние показатели CDS спредов, ожидаемых потерь от дефолта и премий за суверенный риск.

Источник: расчеты автора

ГЛАВА 3. Анализ факторов, определяющих ожидаемые потери от дефолта и суверенную премию за риск

3.1. Анализ детерминантов ожидаемых потерь от дефолта $RIEL_{adj}$ на основе модели с фиксированными эффектами

Одной из гипотез данной работы является то, что ожидаемые потери от дефолта должны зависеть только от локальных фундаментальных факторов местных экономик. С другой стороны, глобальные факторы, включая настроения инвесторов, ликвидность рынка и изменения в ведущих экономиках, должны влиять только на премию за риск. Однако некоторые из фундаментальных показателей, не влияющих напрямую на ожидаемые потери, могут быть значимы для суверенной премии за риск. Таким образом, я предполагаю, что премия за риск определяется комбинацией внутренних и внешних факторов.

Последующий анализ проводится с помощью панельных данных по шести развивающимся странам Восточной и Центральной Европы: Венгрии, Болгарии, Польши, Турции, России и Украины. Преимущества использования модели с фиксированными эффектами состоит в возможности контроля ненаблюдаемой гетерогенности в исследуемых странах. В связи с этим, при учете всевозможных значимых макропоказателей, можно предполагать, что в модели нет систематических ошибок в связи с опущенными переменными. Для всех представленных далее моделей тест Вальда отвергает гипотезу о равенстве всех индивидуальных коэффициентов нулю. В связи с этим, модель с фиксированными эффектами, несмотря на неэффективность оценок, является лучшей спецификацией, нежели OLS регрессия, чьи оценки являются несостоятельными при альтернативной гипотезе. Более того, несмотря на преимущества модели со случайными эффектами, такими как относительная эффективность оценок, возможность получения оценок для фиксированных параметров и сохранение степеней свободы, данная спецификация не используется в связи с ненулевой корреляцией между регрессорами и случайным членом. Для всех моделей ниже нулевая гипотеза об отсутствии корреляции отвергается через тест Хаусмана на любом уровне значимости, а, значит, случайные члены следует воспринимать как детерминированные эффекты. Таким образом, при полученных результатах тестов, оценки МНК и RE являются несостоятельными, в то время как FE дает состоятельные оценки, несмотря на

относительную неэффективность при выполнении нулевой гипотезы тестов в связи с потерей большого количества степеней свободы во время оценки.

Далее, в спецификации используется логнормальная функциональная форма, так как логарифмическая функция лучше подходит для финансовых распределений, как правило, имеющих утолщенные хвосты распределений. Логарифмические преобразования активно используются в работах по кредитным рискам, например, у Pan & Singleton (2008). Таким образом, оценка следующей спецификации происходит методом фиксированных эффектов:

$$\text{Log}(RIEL_{adj})_{i,t} = \alpha_{0,i} + \sum_{j=1}^k \beta_{jt} \times F_j + \varepsilon_{it}$$

где F_j - фундаментальные переменные, отражающие основные макроэкономические характеристики страны, ее долговые, валютные особенности, историю дефолтов и т.д.

ε_{it} - случайный член.

Для оценивания качества спецификации регрессии используется коэффициент внутригрупповой детерминации R^2 (within), характеризующий тесноту связи регрессоров с объясняемой переменной, а также значимость переменных и регрессии в целом. Для тестирования первого используется стандартный t-test, F-test применяется для проверки общей объяснительной способности регрессии. Однако для возможности использования t и F тестов, а также корректной спецификации модели, необходимо контролировать присутствие гетероскедастичности и автокорреляции. Первая проблема предполагает взаимосвязь между вариацией случайного члена и регрессорами, в то время как вторая – существование корреляции между случайным членом в текущем и прошлых периодах. В то время как существование данных проблем не влияет на состоятельность полученных FE оценок, полученные оценки являются неэффективными. Более того, результаты тестов являются некорректными, так как основываются на предположении о постоянной вариации случайного члена и отсутствии автокорреляции кого-либо порядка.

Присутствие гетероскедастичности тестируется с помощью теста Breusch-Pagan/Cook-Weisberg, для анализа автокорреляции на панельных данных используется Wooldridge тест. Результаты теста Breusch-Pagan указаны в Приложении для каждой оцененной регрессии.

Для ожидаемых потерь на основе кредитных рейтингов $RIEL_{adj}$, значимыми оказываются следующие факторы: ВВП на душу населения (как показатель развитости страны) и темп роста ВВП; размер внешнего долга и золотовалютных резервов как % от ВВП; обменный курс местной валюты относительно доллара; «история дефолтов», оцениваемая как количество лет после дефолта, и индекс восприятия коррупции. В совокупности данные переменные приводят к достаточно высокому показателю R^2 для модели с фиксированными эффектами в 73%. При этом знаки при всех переменных, кроме «количества лет после дефолта» и индекса восприятия коррупции, соответствуют теоретическим предпосылкам. Так, коэффициенты при показателях ВВП на душу населения и золотовалютных резервах от ВВП имеют отрицательный знак, уменьшая оценку ожидаемых потерь от дефолта. Напротив, коэффициенты при отношении объема внешнего долга к ВВП и обменном курсе относительно доллара являются положительными, увеличивая ожидаемые потери от дефолта. Положительный знак для прокси «кредитной истории» не соответствует ожиданиям. Альтернативная прокси для кредитной истории с использованием действительных лет после дефолта без ограничений и переменной «количество лет после дефолта²/100» для учета убывающего влияния дополнительных лет приводит только к падению R^2 , а обе переменные оказываются незначимыми как группа. Также положительный знак коэффициента коррупции не соответствует ожиданиям, так как с ростом индекса страна характеризуется как менее коррумпированная.

Однако проблема данных коэффициентов может заключаться в автокорреляции. Наличие автокорреляции может свидетельствовать о двух вещах: о наличии авторегрессионного процесса непосредственно в случайном члене или неправильной спецификации модели. Во втором случае, остатки могут содержать в себе опущенную переменную, детерминирующую авторегрессионный процесс. В целом, автокорреляция зачастую занижает стандартные ошибки коэффициентов, тем самым увеличивая t -статистику и вероятность ошибки первого рода. Более того, оценка дисперсии остатков также будет заниженной.

Для данной регрессии Wooldridge тест отвергает нулевую гипотезу об отсутствии автокорреляции на любом уровне значимости. Процедура Кохрейна-Оркатта позволяет избавиться от автокорреляции, при этом коэффициенты при количестве лет после дефолта, обменном курсе и индексе восприятия коррупции становятся незначимыми на любом процентном уровне. При этом исключение трех переменных из регрессии I понижает коэффициент детерминации всего на 5%, что,

скорее, отражает не ухудшение в качестве спецификации, а свойства R^2 (показатель растет при добавлении дополнительных переменных вне зависимости от их значимости). (Приложение 2).

Таким образом, объяснительной способностью, согласно модели, обладают ВВП на душу населения (как показатель развитости страны) и темп роста ВВП, а также размер внешнего долга и золотовалютных резервов как % от ВВП. Что касается «кредитной истории», объясняющая способность которой демонстрировалась в ряде работ, незначимость коэффициента может быть объяснена выборкой исследуемых стран. Логично предположить, что каждый дополнительный год со времени дефолта имеет все меньшую значимость. Среди исследуемых стран, только страны Восточной Европы, а именно Россия и Украина, совершили дефолты в 1998 и 2000 годах соответственно, в то время как для остальных стран последние дефолты произошли в период с 1941 по 1990 год. Возможно, продолжительный период отсутствия дефолтов в данных странах является причиной незначимости переменной. Остальные переменные, такие как инфляция, счет текущих операций, отношение экспорта к импорту, а также волатильность местного рынка акций и глобальные переменные оказываются незначимыми на любом приемлемом уровне значимости.

3.2. Анализ детерминантов ожидаемых потерь от дефолта MBEL на основе авторегрессионной модели с фиксированными эффектами

Согласно предположениям данной модели, рыночная оценка ожидаемых потерь следует процессу адаптивных ожиданий, в связи с чем оцениваемая модель имеет следующую функциональную форму:

$$\text{Log}(MBEL)_{i,t} = \alpha_{0,i} + \beta_1 MBEL_{i,t-1}^V + \sum_{j=2}^k \beta_{ji} F_j + \varepsilon_{it}$$

В моделях с фиксированными эффектами использование лагированных объясняемых переменных приводит к ненулевой корреляции между регрессорами и случайным членом, а, значит, к несостоятельности оценок. Возникающие при этом ошибки в коэффициентах, так называемые “Nickel bias” (Nickel, 1981), идентичны смещениям при использовании лагированных переменных при автокорреляции в

случайном члене. Одним из решений данной проблемы является метод инструментальных переменных (Powell, 2010), поэтому для оценки данной модели применяется 2SLS (Two Stage Least Squares). На первом этапе лагированная оценка MBEL инструментируется с помощью макропоказателей прошлого квартала: ВВП на душу населения, отношения внешнего долга и резервов к ВВП, а также обменного курса; на втором этапе используется метод IV (инструментальной переменной) для оценки модели фиксированных эффектов. Преимущество динамической оценки MBEL очевидно: инструментированная оценка ожидаемых потерь в прошлом периоде, ВВП на душу населения, размер внешнего долга и золотовалютных резервов как % от ВВП и обменный курс местной валюты относительно доллара дают показатель коэффициента детерминации 99 %. Относительно оценки RIEL, знаки всех коэффициентов остаются прежними. (Приложение 3).

<i>Объясняющие переменные</i>	<i>Зависимая переменная</i>	
	<i>Log(RIEL_{adj})</i>	<i>Log(MBEL)</i>
Лагированная объясняемая переменная	-	0.616*** {0.000}
Объем ВВП на душу населения, LOG	-0.954** {0.002}	-0.629*** {0.000}
Рост ВВП, %	0.249** {0.008}	-
Обменный курс местной валюты к доллару	-	0.310*** {0.000}
Объем внешнего долга как % от ВВП	0.426* {0.042}	1.222*** {0.000}
Объем золотовалютных резервов как % от ВВП	-1.015* {0.035}	-0.352*** {0.000}
Коэффициент детерминации R ² (within)	0.68	0.99
Спецификация	AR(1)	TOLS
В скобках даны значения P-value, рассчитанные на основе стандартных ошибок Уайта. *, **, *** - коэффициент значим на 5%, 1%, 0.1% уровне. Коэффициенты рассчитаны на основе квартальных данных с 2004 по 2012 год для развивающихся стран Центральной и Восточной Европы.		

Таблица 6. Детерминанты ожидаемых потерь от дефолта. Результаты эконометрического анализа.

Однако, в отличие от модели, основанной на RIEL_{adj}, значимым оказывается коэффициент при обменном курсе местной валюты, в то время как для рейтинговой оценки объяснительную способность имеет темп роста ВВП. Незначимость обменного курса для оценки RIEL объяснима с той точки зрения, что КРА используют долгосрочную оценку «через экономический цикл», а, значит, такие факторы, как инфляция, обменный курс и его волатильность, а также ликвидность рынка не учитываются в данной оценке. Однако, на более короткий периодах,

участники рынка учитывают подобные факторы, в связи с чем обменный курс становится значимым в динамической модели.

Что касается спецификации, тест Хаусмана отвергает нулевую гипотезу об отсутствии эндогенности в модели, что оправдывает использование метода 2SLS. Согласно результатам теста Breusch-Pagan, гетероскедастичность отсутствует в модели.

Таким образом, гипотеза о влиянии фундаментальных локальных, но не глобальных факторов на ожидаемые потери от дефолта подтверждается. Более того, подтверждается влияние «валютных» переменных, а именно, обменного курса на ожидаемые потери в динамической модели. Относительно модели, предложенной Remolona, Wu & Scatigna (2007b), на квартальных данных с 2004 по 2012 год, глобальные факторы, такие как индекс волатильности VIX, не влияют на ожидаемые потери от дефолта. Более того, коэффициенты при инфляции, кредитной истории, и индексе коррупции оказываются незначимыми на любом процентном уровне. При этом незначимость таких факторов, как инфляция и волатильность обменного курса, логична в связи с использованием долгосрочных кредитных рейтингов кредитоспособности в иностранной валюте, которую делают оценку «сквозь бизнес цикл», а, значит, не учитывают подобные факторы. В список незначимых регрессоров также входят счет текущих операций, отношение экспорта к импорту, изменения в золотовалютных резервах и обменном курсе, рост экспорта и доходность и изменения доходности на местных рынках ценных бумаг. Таким образом, гипотеза о влиянии волатильности фундаментальных показателей и изменений в них не подтверждается, как в случае с условиями торговли при анализе кредитных спредов у Hilscher & Norbusch (2010).

3.3. Анализ факторов, определяющих суверенную премию за риск, рассчитанную на основе $RIEL_{adj}$, с помощью модели с фиксированными эффектами.

Основной гипотезой, связанной с суверенной премией за риск, служит предположение о значительном влиянии глобальных факторов, таких как индекс волатильности VIX, а также локальных фундаментальных факторов, влияющих на оценку инвесторов возможных непредсказуемых убытков, а не на ожидаемые

потери. Также предполагается возможность влияния волатильности локального рынка на суверенную премию за риск, а также динамики обменного курса, изменений в золотовалютных резервах и номинальном объеме экспорта, измеренного в долларах.

Для суверенной премии за риск коэффициент детерминации в 77% получается за счет комбинации следующих переменных: глобальные факторы (индекс волатильности VIX, доходность СМТ, изменения в доходности СМТ); локальные факторы, не влияющие на ожидаемые потери, но значимые для премии (доходность местного рынка ценных бумаг, инфляция); и факторы, влияющие на обе составляющие CDS спредов (внешний долг как % от ВВП). Знаки коэффициентов соответствуют ожиданиям: индекс волатильности, изменения в доходности СМТ, а также инфляция и отношение внешнего долга к ВВП имеют положительные коэффициенты. Действительно, с ростом показателя «индекса страха», инвесторы требуют большую компенсацию за риск непредвиденных потерь. Значимыми оказываются как сама доходность пятилетних СМТ (Constant Maturity Treasury), так и изменения в ней. Данная переменная является прокси для учета волатильности рынка фиксированного дохода США, а изменения в доходности СМТ могут сигнализировать изменения в темпе роста США и, таким образом, в глобальном бизнес цикле, а также феномен «бегства к ликвидности». Так как СМТ является показателем, одновременно включающим в себя ликвидность международного рынка и изменения в глобальном экономическом цикле, изменения в СМТ положительно взаимосвязаны с требуемой премией за риск.

В виду присутствия автокорреляции, в данной модели также применяется процедура Кохрейна-Оркатта. При этом единственным незначимым оказывается коэффициент при инфляции, при отбрасывании которого R^2 регрессии практически не меняется и составляет 76,46%.

Однако такие факторы, как изменения доходности на локальном рынке или количество лет после дефолта не имеют объяснительной способности. TED спред, значимый в исследованиях кредитных спредов, также не приносит улучшения в коэффициенте детерминации, а его коэффициент незначим на любом процентном уровне. Как правило, его используют в качестве контрольной «переменной ликвидности», однако, общая ликвидность рынка также характеризуется ставкой СМТ, в связи с чем данный фактор можно считать учтенным в данной регрессии.

В целом, комбинация глобальных и локальных факторов дает достаточно хорошую оценку, о чем свидетельствует как высокий R^2 регрессии, так и Рис. 5 (Рис. 5а, Приложение).

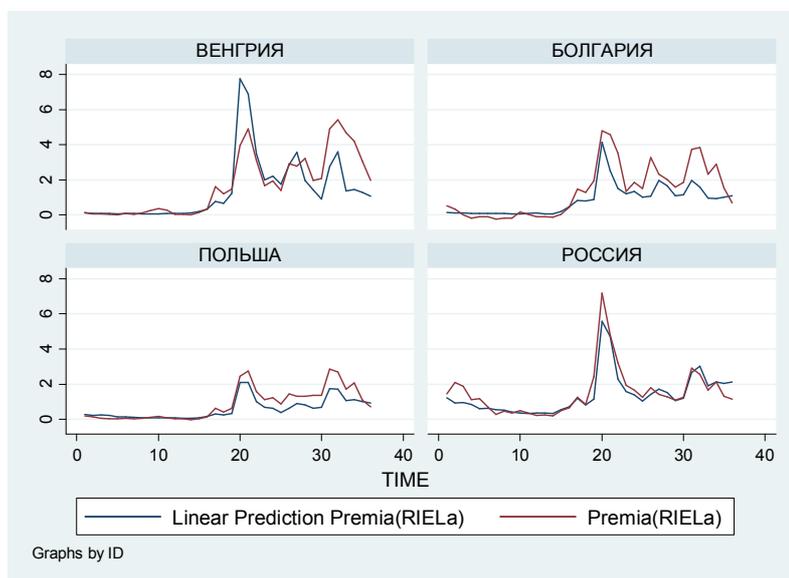


Рис. 5. Суверенная премия за риск, рассчитанная на основе $RIEL_{adj}$ и ее оценка с помощью модели фиксированных эффектов.

3.4. Анализ факторов, определяющих суверенную премию за риск, рассчитанную на основе MBEL, на основе авторегрессионной модели с фиксированными эффектами

$$\text{Log}(\pi_{MB})_{i,t} = \alpha_{0,i} + \beta_1 \pi_{MB_{t-1}}^{IV} + \sum_{j=2}^k \beta_{jit} G_j + \varepsilon_{it},$$

где G – локальные/глобальные переменные, влияющие на оценку риска непредвиденных потерь.

В связи с динамической структурой оценки ожидаемых потерь, логично предположить, что и суверенная премия за риск следует некому адаптивному процессу, то есть, ее текущее значение зависит от оценки риска в прошлом квартале. В связи с этим, спецификация модели для суверенной премии за риск соответствует авторегрессионной модели (1,0) с фиксированными эффектами. Как и в случае с MBEL, использование лагированной объясняемой переменной может привести к эндогенности в модели и несостоятельности оценок, в связи с чем применяется метод 2SLS. Оптимальный инструмент для лагированной премии за риск формируется из показателей индекса волатильности VIX, ставки СМТ, а также доходности местного

рынка ценных бумаг и внешнего долга как % от ВВП в прошлом квартале. Однако, согласно результатам теста Хаусмана, эндогенность в данной модели отсутствует, что означает возможность оценки ADL без инструментирования лагированной переменной.

Как и в случае с ожидаемыми потерями, регрессия, основанная на рыночной динамической оценке ожидаемых потерь и премии за риск, имеет большой коэффициент детерминации (88,56 %). При этом все коэффициенты имеют знаки, соответствующие теоретическим предположениям, но ставка CMT и ее изменения становятся незначимы как группа. Более того, коэффициент при лагированной переменной составляет 0.7, тем самым уменьшая значимость текущего отношения внешнего долга к ВВП и доходности местного рынка ценных бумаг (Приложение 5).

<i>Объясняющие переменные</i>	<i>Зависимая переменная</i>	
	<i>Премия за риск(RIELadj),LOG</i>	<i>Премия за риск (MBEL),LOG</i>
Лагированная объясняемая переменная	-	0.702*** {0.000}
<i>Глобальные переменные</i>		
Индекс волатильности VIX, %	0.029*** {0.000}	0.021* {0.036}
Ставка CMT (Constant Maturity Treasury), %	-0.645*** {0.000}	-0.057 {0.436}
Изменение ставки CMT, %	0.8536** {0.002}	0.089 {0.646}
<i>Локальные переменные</i>		
Объем внешнего долга как % от ВВП	2.065*** {0.000}	1.548* {0.025}
Доходность местного рынка ценных бумаг, %	-0.966*** {0.000}	-1.435*** {0.000}
Коэффициент детерминации R ² (within)	0.77	0.89
Спецификация	AR(1)	ADL(1,0)
В скобках даны значения P-value, рассчитанные на основе стандартных ошибок Уайта. *, **, *** - коэффициент значим на 5, 1, 0.1% уровне. Коэффициенты рассчитаны на основе квартальных данных с 2004 по 2012 год для развивающихся стран Центральной и Восточной Европы.		

Таблица 7. Детерминанты премии за суверенный риск. Результаты эконометрического анализа.

Таким образом, суверенная премия за риск определяется как глобальными факторами, так и внутривосточными. При этом глобальные факторы объясняют около 64% вариации в суверенной премии за риск и включают в себя индекс волатильности VIX, а также ставку CMT и изменения в CMT для рейтинговой

модели. Данные показатели являются оценкой глобальной несклонности к риску, а также ликвидности рынка и динамики бизнес цикла. При этом, несмотря на недавнюю критику использования индекса VIX, данный фактор дает прирост к R^2 в 37%. Стоит заметить, что, согласно Gonzalez-Rozada & Yeyati (2008), коэффициент при VIX оказывается еще более значимым на недельных и месячных данных.

Среди локальных факторов имеют значение уровня внешнего долга и доходности местного рынка ценных бумаг.

3.4. Особенности спецификации моделей. Тест на устойчивость коэффициентов к гетероскедастичности

Нулевая гипотеза о постоянной вариации случайного члена не отвергается на 5% уровне для всех регрессий, кроме оценки суверенной премии за риск на основе двух использованных подходов. Для данных моделей используется функция “robust”, которая задает оценку ковариационной матрицы оценок коэффициентов в форме Уайта, учитывающей гетероскедастичность. При этом все коэффициенты остаются значимыми на 5% уровне, а, значит, данные модели устойчивы к наличию гетероскедастичных остатков.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Данная работа посвящена оценке и анализу факторов суверенного риска для шести развивающихся стран Центральной и Восточной Европы на основе разложения суверенных CDS спредов на две составляющие: ожидаемые потери от дефолта и премию за риск.

Оценка суверенного риска в данной работе основывается на кредитных рейтингах и краткосрочных кредитных прогнозах - методе, предложенном Remolona и др. (2008) -, однако, с измененными предпосылками о потерях в случае дефолта. Во-первых, используемые значения данного показателя пересмотрены относительно исторических данных по развивающимся странам за последние 15 лет. Во-вторых, потери в случае дефолта определены как функция от кредитных рейтингов и прогнозов будущей кредитоспособности. Пересмотр данного показателя позволяет получить оценку ожидаемых потерь от дефолта, более соответствующую текущим ожиданиям инвесторов. Для более динамичного показателя на основе теоретической модели Remolona, Scatigna & Wu (2008) была получена рыночная оценка ожидаемых потерь от дефолта, следующая процессу адаптивных ожиданий и более коррелированная со спредами CDS. Учет текущей информации в данном подходе позволил контролировать смещения, вызванные замедленной реакцией кредитных агентств на изменения кредитоспособности государств.

Главной задачей исследования являлся анализ факторов, определяющих суверенный риск и премию за риск. При выборе возможных объясняющих переменных был проведен анализ существующих исследований кредитных и CDS спредов, и учтен более высокий уровень интеграции экономик с момента финансового кризиса 2007-2009. В связи с этим, ряд объясняемых переменных пополнился показателями доходности и изменений в доходности CMT для учета волатильности рынка фиксированного дохода США, а также TED спредом. Кроме того, была выявлена значимость доходности местных рынков ценных бумаг, учитывающих изменения на локальных рынках, напрямую не связанных с фундаментальными макропоказателями. При этом гипотеза о значимости волатильности основных факторов, таких как золотовалютные резервы и экспорт, не оправдалась.

Таким образом, в результате анализа квартальных данных с 2004 по 2012 год, для развивающихся стран Центральной и Восточной Европы были получены следующие результаты. Ожидаемые убытки являются менее волатильным показателем, нежели премия за риск, и объясняются такими переменными, как объем ВВП на душу населения, рост ВВП, объем внешнего долга и золотовалютных резервов относительно ВВП. Уровень внешнего долга и золотовалютных резервов, а также ВВП на душу населения в предыдущем квартале объясняют 69% ожидаемых потерь в следующем квартале, что позволяет говорить о предсказательной способности модели для ожидаемых потерь на квартальном периоде. Также, согласно результатам, суверенная премия за риск составляет до 70% в CDS спредах и определяется комбинацией глобальных и локальных факторов, а именно: индексом волатильности VIX, как меры глобальной несклонности к риску; доходностью и изменением доходности СМТ; доходностью местного рынка ценных бумаг и уровнем внешней задолженности государства относительно ВВП. Таким образом, премия за суверенный риск есть результат влияния как внешних, так и внутренних факторов, в то время как суверенный риск определяется только локальными факторами.

При использовании динамического подхода выявляется значимость обменного курса валюты для ожидаемых потерь от дефолта и, напротив, отсутствие влияния ставки СМТ на суверенную премию за риск. Также учет текущих данных в динамической оценке и ее близкая динамика с рейтинговой оценкой RIEL (97% корреляции) свидетельствуют о том, что на квартальном периоде смещения, вызванные запоздалой реакцией кредитных агентств на существенные изменения в кредитоспособности государств, практически отсутствуют.

Основными ограничениями данной работы является использование исторических показателей дефолтов по корпоративным обязательствам в связи с недостаточностью выборки суверенных дефолтов. Кроме того, ограничением динамической оценки ожидаемых потерь является ненаблюдаемость рыночных ожиданий, что приводит к необходимости использования прокси переменных для получения оценки ожидаемых потерь.

Однако данное исследование позволяет объяснить существование корреляций дефолтов в развивающихся стран при различных фундаментальных показателях. В связи с этим, результаты анализа могут быть ценными для лучшего понимания тенденций на рынках развивающихся стран, механизмов оценки и управления кредитными рисками на данных рынках. Более того, выявленная значимость

доходности СМТ подтвердила гипотезу об увеличившейся взаимосвязи глобальных и развивающихся экономик в результате глобализации. Также анализ рейтинговой и динамической оценки ожидаемых потерь свидетельствует о способности кредитных рейтинговых агентств учитывать важную информацию об изменениях в кредитоспособности государств в течение квартального периода.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

1. Ратникова, Т.А. (2005). Анализ панельных данных в пакете СТАТА. Методические указания к компьютерному практикуму по курсу «Эконометрический анализ панельных данных». М.: ГУ ВШЭ.
2. Altman, E.I., Rijken, H.A. (2004). How rating agencies achieve rating stability, *Journal of Banking and Finance*, 28: 2679-2714
3. Amato, J. D., Remolona, E.M. (2003). The credit spread puzzle, *BIS Quarterly Review*, December
4. Amato, J. D., Remolona, E.M. (2005). The pricing of unexpected credit losses, *BIS Working Papers No 190*, November
5. Ammer, J. and Cai, F. (2011). Sovereign CDS and bond pricing dynamics in emerging markets: Does the cheapest-to-deliver option matter?, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 21(3): 369 - 387.
6. Arce, O., Mayordomo, S. and Pena, J. I. (2011). Do sovereign CDS and bond markets share the same information to price credit risk? An empirical application to the European Monetary Union case, *Working Paper*: http://www.frbatlanta.org/documents/cenfis/eventscf/11sov_debt_Mayordomo.pdf
7. Augustin, P. (2012). Sovereign Credit Default Swap Premia, *Working Papers 12-10*, New York University, Leonard N. Stern School of Business
8. Augustin, P. and Tedongap, R. (2011). Sovereign credit risk: Consumption strikes again, *Working Paper*, Stockholm School of Economics
9. Berndt, A., Douglas, R., Duffie, D., Ferguson, M. and Schranz, D. (2005). Measuring default risk premia from default swap rates and EDFs, *BIS Working Paper No. 173*
10. Blanco, R., Brennan, S., Marsh, I. W. (2005). An Empirical Analysis of the Dynamic Relationship between Investment Grade Bonds and Credit Default Swaps, *Journal of Finance* 60: 225-228.
11. Borio, C. and Packer, F. (2004). Assessing new perspectives on country risk. *BIS Quarterly Review*, December
12. Bulow, J. and Rogoff, K. (1989). Sovereign Debt: Is to Forgive to Forget? *American Economic Review*
13. 79, 43–50.
14. Caceres, C., Guzzo, V., Segoviano, M. (2010). Sovereign spreads: Global risk aversion, contagion or fundamentals?, *IMF Working Paper 10/120*
15. Cantor, R., Packer, F. and Cole, K. (1997). Split ratings and the pricing of credit risk, *Journal of Fixed Income*, 7(3)
16. Ciarlone, A. , Piselli , P. , Trebeschi, G. (2009). Emerging markets' spreads and global financial conditions, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 19, Issue 2: 222-239.
17. Chen, L., Collin-Dufresne, P. & Goldstein, R.S. (2009). On the Relation between the Credit Spread Puzzle and the Equity Premium Puzzle, *Review of Financial Studies*, Society for Financial Studies, Vol. 22(9):3367-3409.
18. Coudert, V. and Gex, M. (2011). The interactions between the credit default swap and the bond markets in financial turmoil, *Centre d'Etudes Prospectives Et d'Informations Internationales - Document de Travail 2011/02*
19. Damodaran, A. (2011). Equity Risk Premiums (ERP): Determinants, Estimation and Implications – The 2011 Edition, *New York University - Stern School of Business*.: <http://ssrn.com/abstract=1769064>
20. Diaz Weigel, D. and Gemmill, G. (2006). What Drives Credit Risk in Emerging Markets? The Roles of Country Fundamentals and Market Co-Movements, *Journal of International Money and Finance* 25, 476–502.
21. Driessen, J. (2005). Is default event risk priced in corporate bonds? *Review of Financial Studies* 18: 165-195.
22. Duffe, D. (1999). Credit swap valuation, *Financial Analysts Journal* 55(1): 73-87.

23. Duffie, D., Singleton, K. J. (2003). Credit risk: Pricing, measurement and management, *Princeton University Press: New Jersey*
24. Eichengreen, B. and Mody, A. (2000). What Explains Changing Spreads on Emerging-Market Debt: Fundamentals or Market Sentiment?, *Capital Flows and the Emerging Economies: Theory, Evidence and Controversies*, University of Chicago Press
25. Ejsing, J., Grothe, M., Grothe, O. (2012). Liquidity and credit risk premia in government bond yields, *ECB Working Paper Series, No. 1440, European Central Bank: <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1440.pdf>*
26. Garcia-Herrero, A. and Ortiz, A. (2006). The Role of Global Risk Aversion in Explaining Sovereign Spreads, *Economia*, 7: 125–155.
27. Gonzalez-Rozada, M., Yeyati, E. (2008). Global Factors and Emerging Market Spreads, *Economic Journal, Royal Economic Society*, Vol. 118(533): 1917 – 1936.
28. Hilscher, J., Norbusch, Y. (2010). Determinants of Sovereign Risk: Macroeconomic Fundamentals and the Pricing of Sovereign Debt, *Review of Finance*, Vol. 14, No. 2: 235-262.
29. Hund, J., Lesmond, D.A. (2008). Liquidity and credit risk in emerging debt markets, *Working paper, Tulane University: http://www.cass.city.ac.uk/data/assets/pdf_file/0009/76941/Lesmond-75.pdf*
30. Ivanov, N. (2011). Emerging Markets Corporate Debt: Opportunities in a Large and Maturing Asset Class, *Prudential Fixed Income*, February.
31. Ismailescu, I. and Kazemi, H. (2010). The reaction of emerging market credit default swap spreads to sovereign credit rating changes, *Journal of Banking and Finance* 34(12): 2861 – 2873.
32. Jarrow, Robert, Protter, P. (2005). Liquidity Risk and Risk Measure Computation. *Review of Futures Markets*, Vol. 14, No. : 27-39.
33. Jarrow, R., Li, H., Ye, X. (2008). Exploring Statistical Arbitrage Opportunities in the Term Structure of CDS Spreads, *RMI Working Paper, No. 11*
34. Kim, S-J. and Wu, E. (2006). Sovereign credit ratings, capital flows and financial sector development in emerging markets, *Working paper, University of New South Wales*
35. Leland, H. E. (2004). Predictions of default probabilities in structural models of debt, *Working paper, University of California, Berkeley <http://www.haas.berkeley.edu/groups/finance/WP/JOIM1.pdf>*
36. Liebig, Th., Porath, D., di Mauro, B.W., Wedow, M. (2004). How will Basel II affect bank lending to emerging markets? An analysis based on German bank level data, *Discussion Paper, Series 2: Banking and Financial Supervision, No. 05*.
37. Longstaff, F. A., Pan, J., Pedersen, L. H. and Singleton, K. J. (2010). How sovereign is sovereign credit risk?, *American Economic Journal: Macroeconomics* (13658).
38. Longstaff, F. A., Pan, J., Pedersen, L.H. and Singleton., K.J. (2011). How Sovereign Is Sovereign Credit Risk?, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(2): 75-103.
39. McGuire, P., and Schrijvers, M. (2003). Common Factors in Emerging Market Spreads, *BIS Quarterly Review, December*.
40. Micu M., Remolona, E. and Wooldridge, P. (2006). The price impact of rating announcements: which announcements matter? *BIS working papers, No. 207*
41. Nickell, S. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects, *Econometrica*, Vol. 49, No. 6: 1417-1426.
42. Norden, L. and Weber, M. (2004). Informational Efficiency of Credit Default Swap and Stock Markets: The Impact of Credit Ratings Announcements, *Journal of Banking and Finance*, 28: 2813-2843.
43. Oehmke, M., Zawadowski, A. (2013). The anatomy of the CDS Market, *Working paper, Columbia University*
44. Pan, J. and Singleton, K. J. (2008). Default and recovery implicit in the term structure of sovereign CDS spreads, *The Journal of Finance* 63(5): 2345-2384
45. Plank, T. J. (2010). Do macro-economic fundamentals price sovereign cds spreads of emerging economies?, *Working Paper from University of Pennsylvania, Wharton School, Weiss Center <http://econpapers.repec.org/paper/eclupafin/10-5.htm>*

46. Powell, J.L. Panel Data Models. Department of Economics, University of California, Berkeley
http://emlab.berkeley.edu/users/powell/e240b_sp10/pdnotes.pdf
47. Powell, A., Martinez, J.F. (2008). On Emerging Economy Sovereign Spreads and Ratings, *Research Department Publications 4565, Inter-American Development Bank, Research Department, No. 629*
<http://www.econstor.eu/bitstream/10419/51425/1/585629374.pdf>
48. Reinhart, C. M., Rogoff, K. S., Savastano, M. A. (2003). Debt Intolerance, in: *W. Brainard and G. Perry (eds.), Brookings Papers on Economic Activity 1*, 1–74.
49. Remolona, E., Scatigna, M. and Wu, E. (2007a). Interpreting sovereign spreads, *BIS Quarterly Review, March*
50. Remolona, E., Scatigna, M. and Wu, E. (2007b)/ (2008). A Ratings Based Approach to Measuring Sovereign Risk, *International Journal of Finance and Economics* 13(1): 26-39.
51. Remolona, E., Scatigna, M. and Wu, E. (2008). The dynamic pricing of sovereign risk in emerging markets: Fundamentals and risk aversion, *Journal of Fixed Income* 17(4): 57 -71.
52. Revoltella, D., Mucci, F., and Mihaljek, D. (2010). Properly pricing country risk: a model for pricing long-term fundamental risk applied to central and eastern European countries, *Financial Theory and Practice*, 34 (3): 219-245
53. Sturzenegger, F., Zettelmeyer, J. (2008). Haircuts: Estimating Investor Losses in Sovereign Debt Restructurings, 1998-2005, *Journal of International Money and Finance, Vol. 27, Issue 5*: 780-805.
54. Tarashev, N., Tsatsaronis K., Karampatos, D. (2003). Investors' attitudes towards risk: what can we learn from options?, *BIS Quarterly Review, June*
55. Tarashev, N.A., Tsatsaronis, K. (2006). Risk Premia Across Asset Markets: Information from Option Prices, *BIS Quarterly Review, March*
56. Ul-Haque, N., Kumar, M., Mark, N., Mathieson, D. (1996). The economic content of indicators of developing country creditworthiness, *IMF Staff Papers, No. 43*: 688- 724.
57. Varga, L. (2008). The information content of Hungarian sovereign CDS spreads, *MNB Occasional Papers 78*
58. Varga, L. (2009). Hungarian Sovereign Credit Risk Premium in International Comparison During the Financial Crisis, *MNB Bulletin , July*
59. Wang, P. and Moore, T. (2012). The integration of the credit default swap markets during the US subprime crisis: Dynamic correlation analysis, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 22(1): 1 – 15.
60. Yang, L., Tapon, F., Sun, Y. (2006). International correlations across stock markets and industries: trends and patterns 1988-2002, *Applied Financial Economics, Taylor and Francis Journals, Vol, 16(16)*: 1171-1183.
61. Zhu, H. (2006). An Empirical Comparison of Credit Spreads between the Bond Market and the Credit Default Swap Market, *Journal of Financial Services Research* 29: 211-235.
62. Fitch Ratings (2012). Fitch Ratings Global Corporate Finance 2012 Transition and Default Study:
http://www.fitchratings.com/web_content/nrsro/nav/NRSRO_Exhibit-1.pdf
63. Markit Financial Information Services (2009). Forthcoming CDS Convention Changes: Australia, New Zealand, Emerging Markets, and Japan. *September 9th, 2009*
64. Moody's Investors Service (2009). Emerging Market Corporate and Sub-Sovereign Defaults and Sovereign Crises: Perspectives on Country Risk. Summary:
<http://www.moodys.com/sites/products/DefaultResearch/2007400000573849.pdf>
65. Moody's Investors Service (2012). Moody's Investor Services Sovereign Default and Recovery Rates, 1983-2012H1:
<http://www.moodysanalytics.com/~media/Microsites/CRRM/2012/Sovereign%20Research/2012-30-07-Sovereign-Default-and-Recovery-Rates.ashx>
66. Standard & Poor's Noninvestment Grade Sovereign Debt Recovery Ratings: 2011 Update:
http://www.standardandpoors.com/spf/upload/Ratings_EMEA/2011-03-29_SPNoninvestmentGradeSovereignDebtRecoveryRatings2011Update.pdf

67. Standard & Poor 2012 Annual Global Corporate Default Study And Rating Transitions: <http://www.standardandpoors.com/ratings/articles/en/us/?articleType=HTML&assetID=1245348978068>
68. Bank for International Settlements: <http://www.bis.org/bcbs/qis/qisrating.htm>
69. CountryEconomy. Com: <http://countryeconomy.com/ratings>
70. Federal Reserve Economic Data. Federal Reserve Bank of St. Louis: <http://research.stlouisfed.org/fred2/>
71. The PRS Group: http://www.prsgroup.com/ICRG_methodology.aspx
72. Thomson Reuters: <http://www.reuters.com/article/2013/05/28/fitch-publishes-sovereign-ratings-histor-idUSFit65951020130528>
73. Trading Economics: <http://www.tradingeconomics.com/poland/rating>
74. Transparency International: <http://www.transparency.org/research/cpi/overview>

ПРИЛОЖЕНИЕ

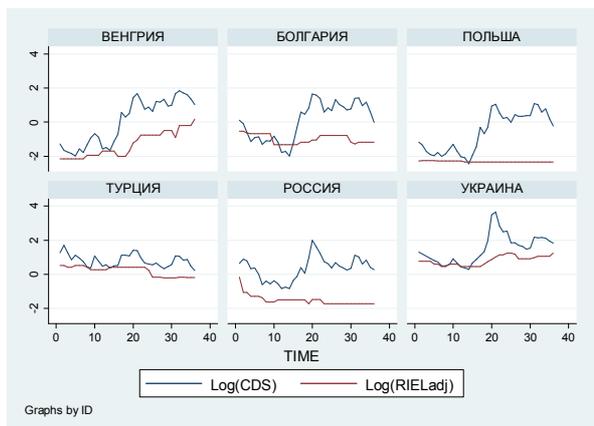


Рис.1а. CDS спреды и Оцененные ожидаемые потери от дефолта (RIELadj).

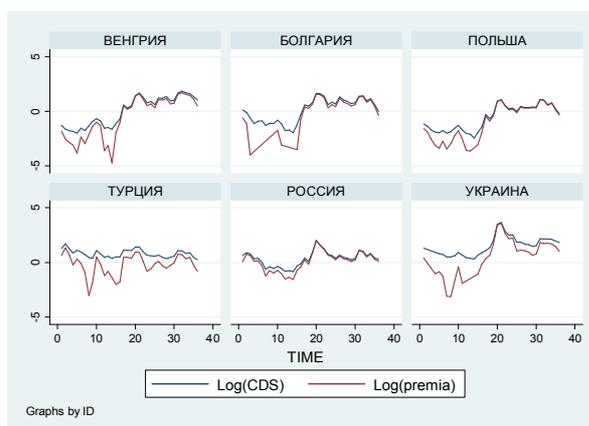


Рис.2а. CDS спреды и оцененные на основе RIEL суверенные премии за риск

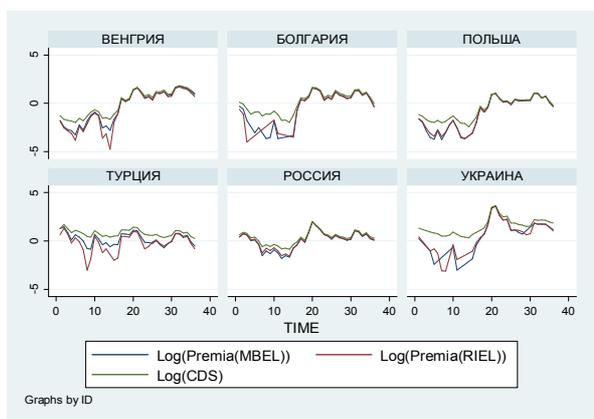


Рис.3а Логарифм CDS спредов, оценки ожидаемых потерь от дефолта на основе рейтингов RIELadj и рыночной оценки ожидаемых потерь MBEL

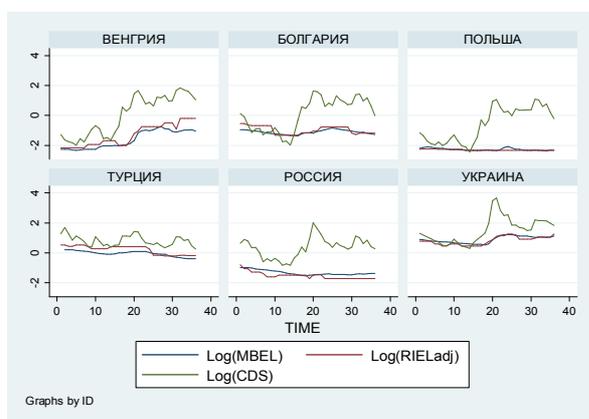


Рис.4а. Логарифм CDS спредов, суверенной премии за риск рассчитанной основе рейтингов Premia(RIELadj) и рыночной оценки суверенной премии за риск Premia(MBEL).

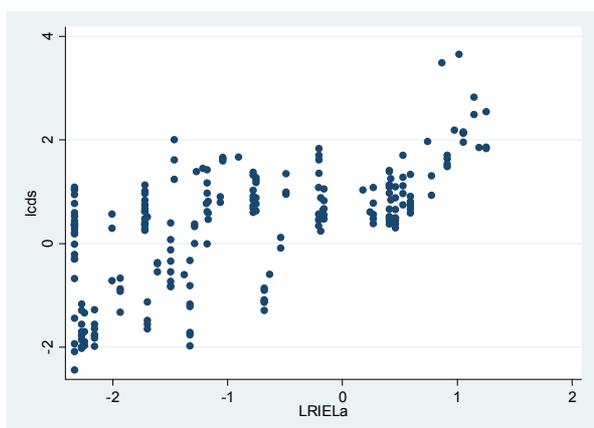
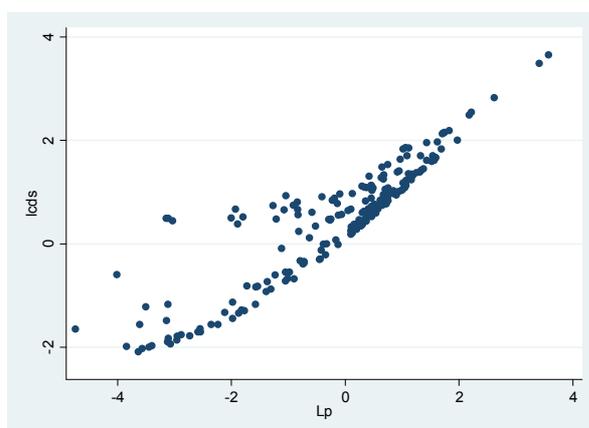


Рис. 5а. Взаимосвязь логарифмов CDS спредов и Ожидаемых потерь от дефолта; CDS спредов и Оцененной суверенной премии за риск.



**Все представленные в работе графики и иллюстрации основаны на расчетах автора.*

Приложение 1. Линейная оценка для Ожидаемых потерь от дефолта $RIEL_{T+1}$ для оценки динамических ожидаемых потерь MBEL.

```
Fixed-effects (within) regression          Number of obs   =   209
Group variable: id                       Number of groups =    6

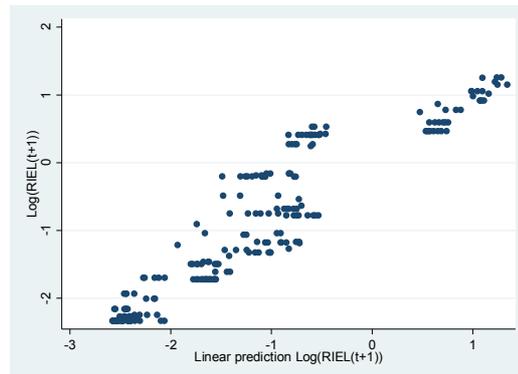
R-sq:  within = 0.7458                    Obs per group:  min =   34
        between = 0.4581                  avg   =   34.8
        overall = 0.4808                  max   =   35

corr(u_i, Xb) = -0.5608                  F(9,194)       =   63.23
                                                Prob > F        =   0.0000

-----+-----
```

lrielat1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
dgdp	3.21457	.1541996	20.85	0.000	2.910447 3.518693
lgdpc	-2.446268	.2278969	-10.73	0.000	-2.895741 -1.996794
resgdp	-1.689001	.4967723	-3.40	0.001	-2.668769 -.7092328
ex	-.0032261	.0012714	2.54	0.012	.0007185 .0057337
exrate	1.382613	.3236129	4.27	0.000	.7443623 2.020865
corruprion~e	1.1036064	.0359212	2.88	0.004	.0327602 .1744527
yd	.0593373	.0149695	3.96	0.000	.0298135 .0888611
q1	-.27732	.0356034	-7.79	0.000	-.3475394 -.2071006
q2	-.1397748	.0327592	-4.27	0.000	-.2043847 -.0751649
_cons	17.1405	1.706336	10.05	0.000	13.77515 20.50585

```
-----+-----
sigma_u | 1.0421725
sigma_e | .18925638
rho     | .968075   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
F test that all u_i=0:   F(5, 194) = 167.24   Prob > F = 0.0000
```



Тестирование на наличие гетероскедастичности:

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of lrielat1

chi2(1)   =   0.69
Prob > chi2 = 0.4063
```

Процедура Кохрейна-Оркатта для избавления от автокорреляции:

```
Cochrane-Orcutt AR(1) regression -- iterated estimates

Source |         SS          df           MS       Number of obs =   203
-----+-----+-----+-----+-----+-----
Model |   .497600104         9     .0552889       F( 9, 193) =   4.28
Residual |  2.4953928       193     .012929496       Prob > F   =  0.0000
-----+-----+-----+-----+-----
Total |  2.99299291       202     .014816797       R-squared   =  0.1663
                                                Adj R-squared =  0.1274
                                                Root MSE   =  .11371

-----+-----
```

lrielat1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lgdpc	-.6590956	.2844969	-2.32	0.022	-1.220218 -.0979734
dgdp	-.9187542	.2121789	4.33	0.000	-.5002671 1.337241
resgdp	-1.242446	.4467679	-2.78	0.006	-2.123621 -.3612716
ex	.0007311	.0010455	0.70	0.485	-.001331 .0027932
exrate	-.0081617	.3319035	-0.02	0.980	-.6627853 .646462
yd	.0627293	.0501619	1.25	0.213	-.0362066 .1616652
corruprion~e	.1209952	.0552974	2.19	0.030	-.0119305 .23006
q1	-.1075918	.0226817	-4.74	0.000	-.1523277 -.062856
q2	-.0681244	.0150956	-4.51	0.000	-.0978978 -.0383509
_cons	3.121296	2.859013	1.09	0.276	-2.517626 8.760218

```
-----+-----
rho     | .9890908

Durbin-Watson statistic (original)   0.456021
Durbin-Watson statistic (transformed) 1.936440
```

Финальная спецификация:

```
. xtreg lrielat1 lgdpc dgdp resgdp q1 q2,fe

Fixed-effects (within) regression          Number of obs   =   210
Group variable: id                       Number of groups =    6

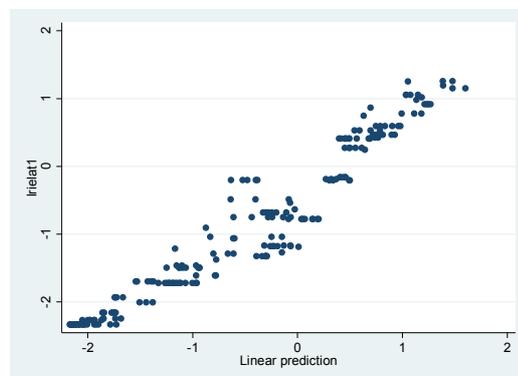
R-sq:  within = 0.6948                    Obs per group:  min =   35
        between = 0.3181                  avg   =   35.0
        overall = 0.3449                  max   =   35

corr(u_i, Xb) = -0.4469                  F(5,199)       =   90.60
                                                Prob > F        =   0.0000

-----+-----
```

lrielat1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lgdpc	-1.715492	.1750775	-9.80	0.000	-2.060737 -1.370247
dgdp	3.141546	.1889364	16.63	0.000	2.768971 3.51412
resgdp	-.0972641	.1034005	-0.94	0.048	-.3011653 -.0766371
q1	-.2197569	.0390777	-5.62	0.000	-.2968164 -.1426974
q2	-.1122893	.0356716	-3.15	0.002	-.1826321 -.0419466
_cons	12.4344	1.413152	8.80	0.000	9.647722 15.22107

```
-----+-----
sigma_u | 1.079426
sigma_e | .205174
rho     | .96513056   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
F test that all u_i=0:   F(5, 199) = 588.39   Prob > F = 0.0000
```



*Здесь и далее переменные q1, q2, q3 являются ложными переменными для первого, второго и третьего квартала соответственно, использованные для контролирования свойства сезонности макроэкономических показателей и не имеющие прямого отношения к оценкам

Приложение 2. Оценка регрессии для Ожидаемых потерь от дефолта на основе Рейтингов (Log(Rieladj)).

```
.xtreg lriela lgdpc gdpcg dgdp resgdp yr exrate yd corrupcionindexit110scale q1 q2 q3,fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    216
Group variable: id                    Number of groups =     6

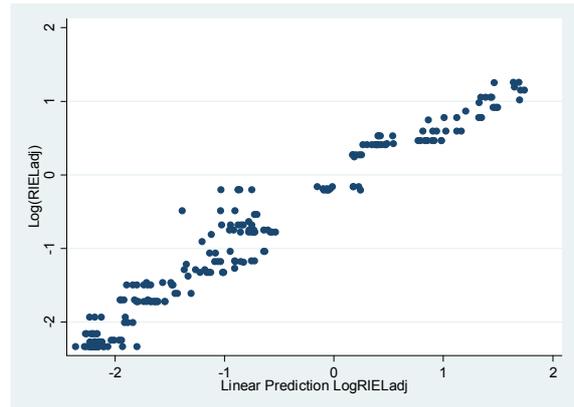
R-sq:  within = 0.7292                Obs per group:  min =    36
      between = 0.4510                  avg   =    36.0
      overall  = 0.4644                  max   =    36

corr(u_i, Xb) = -0.6106                F(10,200)      =    53.87
                                          Prob > F       =    0.0000
```

lriela	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lgdpc	-2.647906	.2209846	-11.98	0.000	-3.083665 -2.212147
gdpcg	.5159042	.1685181	3.06	0.003	.1836041 .8482044
gdgdp	3.246234	.1667004	19.47	0.000	2.917518 3.57495
resgdp	-1.62536	.4973765	-3.27	0.001	-2.606135 -.644585
exrate	1.312229	.3289371	3.99	0.000	.6635996 1.960859
yd	.0792756	.0147173	5.39	0.000	.0502547 .1082964
corrupcion	-.1458709	.0369649	-3.95	0.000	-.0729799 -.2187618
q1	-.3083382	.0420556	-7.33	0.000	-.3912675 -.2254088
q2	-.2048306	.0416245	-4.92	0.000	-.2869098 -.1227514
q3	-.1136597	.0405539	-2.80	0.006	-.1936277 -.0336917
_cons	18.53428	1.630154	11.37	0.000	15.31979 21.74878

```
sigma_u  = 1.1012438
sigma_e  = .19820349
rho      = .96862307 (fraction of variance due to u_i)

F test that all u_i=0:      F(5, 200) = 229.45      Prob > F = 0.0000
```



Тестирование на наличие гетероскедастичности:

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of lriela

chi2(1)      =    3.60
Prob > chi2  =    0.0579
```

Финальная спецификация:

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first order autocorrelation
F( 1,      5) = 54.379
Prob > F = 0.0005
```

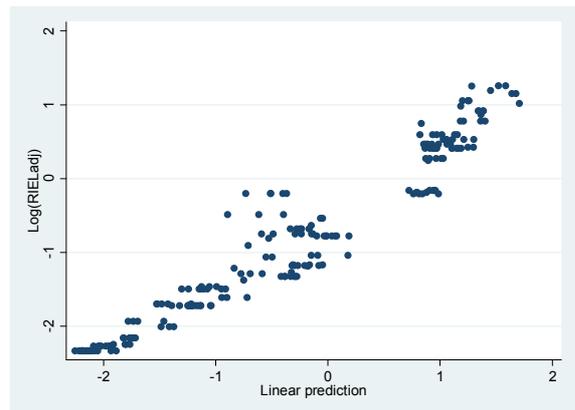
```
Cochrane-Orcutt AR(1) regression -- iterated estimates
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =
Model	.296036816	7	.042290974	210
Residual	2.76539648	202	.013690082	F(7, 202) = 93.09
Total	3.0614333	209	.014648006	Prob > F = 0.0000
				R-squared = 0.6984
				Adj R-squared = 0.6790
				Root MSE = .117

lriela	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lgdpc	-.9543164	.3011858	-3.17	0.002	-1.548188 -.3604451
gdpcg	.248946	.0929952	2.68	0.008	.0655802 .4323118
gdgdp	.4264997	.208879	2.04	0.042	.0146369 .8383626
resgdp	-1.015683	.4772981	-2.13	0.035	-1.956809 -.0745575
q1	-.0625775	.0224367	-2.79	0.006	-.1068176 -.0183374
q2	-.063648	.0211663	-3.01	0.003	-.1053833 -.0219128
q3	-.0581425	.016346	-3.56	0.000	-.0903732 -.0259117
_cons	7.782119	2.908003	2.68	0.008	2.048184 13.51605

```
rho | .9912267

Durbin-Watson statistic (original) 0.476108
Durbin-Watson statistic (transformed) 2.041568
```



Приложение 3. Оценка регрессии для Ожидаемых потерь от дефолта на основе динамической оценки MBEL.

Финальная спецификация с инструментруемой лагированной зависимой переменной:

```
. xtivreg lmbel lgdpc resgdpv dgdp exrate q1 q2 (laglmbel = lagdgdpc lagresgdpv laglgdpc lagexrate ) ,fe
```

```
Fixed-effects (within) IV regression      Number of obs   =      209
Group variable: id                       Number of groups =       6

R-sq:  within = 0.9903                    Obs per group:  min =      34
      between = 0.9148                    avg             =     34.8
      overall  = 0.9210                    max             =      35

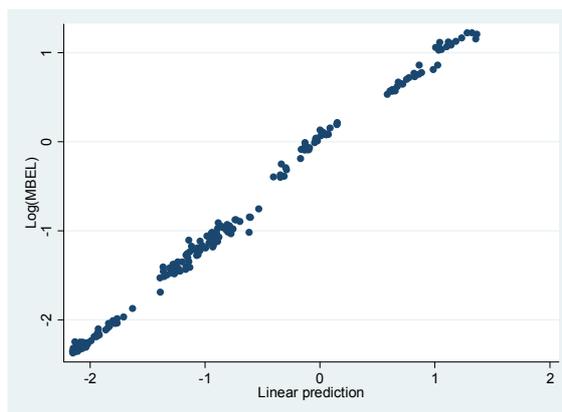
Wald chi2(7) = 234440.11
Prob > chi2   = 0.0000
```

lmbel	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
laglmbel	.616388	.0180221	34.20	0.000	.5810653 .6517107
lgdpc	-.6290193	.0377757	-16.65	0.000	-.7030582 -.5549803
resgdpv	-.3524856	.0706822	-4.99	0.000	-.4910201 -.2139511
dgdp	1.22245	.0504955	24.21	0.000	1.123481 1.321419
exrate	.3098124	.0454184	6.82	0.000	.2207939 .3988309
q1	-.0916099	.0063255	-14.48	0.000	-.1040077 -.0792122
q2	-.0479376	.0050948	-9.41	0.000	-.0579232 -.037952
_cons	4.444892	.2858091	15.55	0.000	3.884717 5.005067

```
sigma_u | .3392466
sigma_e | .02866919
rho     | .99290897 (fraction of variance due to u_i)

F test that all u_i=0: F(5,196) = 98.44 Prob > F = 0.0000
```

```
Instrumented: laglmbel
Instruments:  lgdpc resgdpv dgdp exrate q1 q2 lagdgdpc lagresgdpv laglgdpc lagexrate
```



Тест на наличие эндогенности в модели:

```
. hausman
You used the old syntax of hausman. Click here to learn about the new syntax.
```

	---- Coefficients ----		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) Consistent	(B) Efficient		
laglmbel	.616388	.664544	-.0481561	.0126083
lgdpc	-.6290193	-.556381	-.0726383	.0201871
resgdpv	-.3524856	-.3214489	-.0310367	.0197426
dgdp	1.22245	1.102935	.1195151	.0318708
exrate	.3098124	.2930732	.0167392	.0124087
q1	-.0916099	-.0822242	-.0093858	.0028075
q2	-.0479376	-.0440485	-.0038891	.00162

```
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtivreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
```

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
        = 14.59
Prob>chi2 = 0.0417
```

Тестирование на наличие гетероскедастичности:

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of lmbel

chi2(1) = 2.92
Prob > chi2 = 0.0876
```

Приложение 4. Оценка регрессии Суверенной премии за риск, рассчитанной на основе RIEL. (Log(Premia(RIEL)).

```
xtreg lp vix cmt cmtch indexr infl exdebty ,fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    186
Group variable: id                    Number of groups =     6

R-sq:  within = 0.7693                 Obs per group:  min =    22
      between = 0.1955                  avg   =    31.0
      overall  = 0.5179                  max   =    35
```

```
F(6,174) = 96.73
Prob > F = 0.0000
```

```
-----+-----
      lp |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      vix |   .0437719   .0066605     6.57  0.000   .0306261   .0569177
      cmt |  -.4745511   .0489158    -9.70  0.000  -.5710956  -.3780063
      cmtch |  1.1976611   .3691075     3.24  0.001   .469157   1.926166
      indexr | -.0111326   .0029051    -3.83  0.000  -.0168664  -.0053987
      infl |   .0268011   .0083949     3.19  0.002   .0102322   .0433699
      exdebty | 4.094007    .4577347     8.94  0.000   3.19058   4.997434
      _cons | -2.353081    .3647469    -6.45  0.000  -3.072978  -1.633183
```

```
-----+-----
      sigma_u | 1.0460634
      sigma_e | .70188753
      rho     | .6895534   (fraction of variance due to u_i)
```

```
F test that all u_i=0: F(5, 174) = 18.62 Prob > F = 0.0000
```

Тестирование на наличие гетероскедастичности:

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
H0: constant variance
Variables: fitted values of lp
```

```
chi2(1) = 26.94
Prob > chi2 = 0.0000
```

Оценка модели с состоятельными стандартными ошибками Уайта (устойчивыми к гетероскедастичности):

```
. xtreg lp vix cmt cmtch indexr infl exdebty ,fe robust
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    186
Group variable: id                    Number of groups =     6

R-sq:  within = 0.7693                 Obs per group:  min =    22
      between = 0.1955                  avg   =    31.0
      overall  = 0.5179                  max   =    35
```

```
F(5,5) = .
Prob > F = .
```

(Std. Err. adjusted for 6 clusters in id)

```
-----+-----
      lp |      Coef.   Robust Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      vix |   .0437719   .0130181     3.36  0.020   .0103077   .077236
      cmt |  -.4745511   .1115061    -4.26  0.008  -.7611866  -.1879153
      cmtch |  1.1976611   .1781414     6.72  0.001   .7397342   1.655588
      indexr | -.0111326   .004284     -2.60  0.048  -.022145   -.0001201
      infl |   .0268011   .0101373     2.64  0.046   .0007422   .0528599
      exdebty | 4.094007    .7348588     5.57  0.003   2.204992   5.983021
      _cons | -2.353081    .7676905    -3.07  0.028  -4.326492  -.3796692
```

```
-----+-----
      sigma_u | 1.0460634
      sigma_e | .70188753
      rho     | .6895534   (fraction of variance due to u_i)
```

```
. xtserial lp vix cmt cmtch indexr infl exdebty
```

Тестирование на наличие автокорреляции:

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first order autocorrelation
F( 1, 5) = 67.342
Prob > F = 0.0004
```

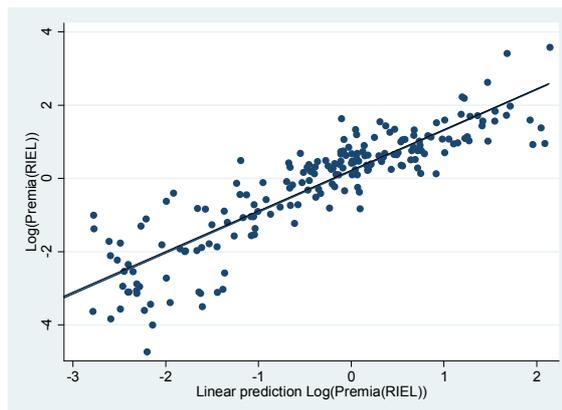
Финальная спецификация:

```
Cochrane-Orcutt AR(1) regression -- iterated estimates
```

```
-----+-----
Source |      SS      df      MS      Number of obs =    181
-----+-----
Model | 43.963535   5      8.792707   F( 5, 175) = 123.98
Residual | 64.1692817 175   .36668161   Prob > F = 0.0000
-----+-----
Total | 108.132817 180   .600737871   R-squared = 0.7719
                                           Adj R-squared = 0.7646
                                           Root MSE = .60554
```

```
-----+-----
      lp |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      vix |   .0298149   .00722     4.13  0.000   .0155655   .0440644
      cmt |  -.6449059   .1199218    -5.38  0.000  -.8815851  -.4082267
      cmtch |   .8536304   .2762931     3.09  0.002   .308335   1.398926
      indexr | -.9661518   .1965281    -4.92  0.000  -1.354022  -.5782816
      exdebty | 2.06535    .4555778     4.52  0.000   1.166457   2.964243
      _cons | .2687547    .6279419     0.43  0.669  -.9705593   1.508069
      rho | .7957785
```

```
Durbin-Watson statistic (original) 0.450234
Durbin-Watson statistic (transformed) 1.984949
```



Приложение 5. Оценка регрессии Суверенной премии за риск, рассчитанной на основе динамической модели MBEL.

Спецификация с инструментируемой лагированной зависимой переменной:

```
. xtivreg lmbp (laglmbp= lagvix lagcmt lagindexr lagexdebty) vix cmt cmtch indexr exdebty,fe
```

```
Fixed-effects (within) IV regression      Number of obs   =    180
Group variable: id                       Number of groups =     6

R-sq:  within = 0.8857                    Obs per group:  min =    20
       between = 0.6443                    avg =             30.0
       overall = 0.8305                    max =             34

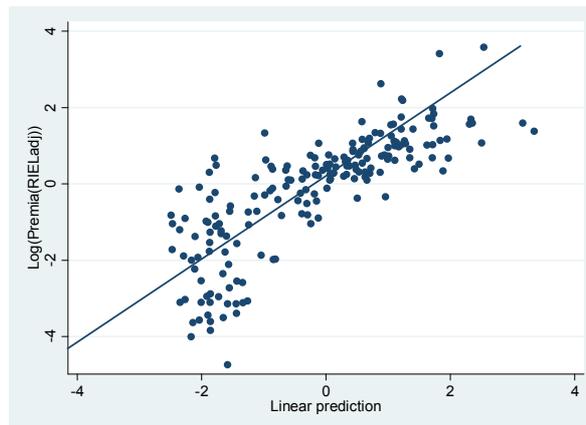
corr(u_i, Xb) = -0.1717                    Wald chi2(6)    =   1155.08
                                           Prob > chi2     =     0.0000
```

lmbp	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
laglmbp	.6210542	.1265361	4.91	0.000	.373048 .8690605
vix	.0226681	.0057897	3.92	0.000	.0113205 .0340157
cmt	-.080838	.0698887	-1.16	0.247	-.217814 .056138
cmtch	.1248421	.3036632	0.41	0.681	-.4703269 .7200111
indexr	-1.364825	.2089697	-6.53	0.000	-1.774398 -.9552524
exdebty	1.639007	.5860574	2.80	0.005	.4903552 2.787658
_cons	-1.192778	.3201669	-3.73	0.000	-1.820293 -.565262

```
-----+-----
sigma_u  | .42878584
sigma_e  | .47239195
rho      | .45172513 (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
```

```
F test that all u_i=0: F(5,168) = 1.73 Prob > F = 0.1297
```

```
Instrumented: laglmbp
Instruments: vix cmt cmtch indexr exdebty lagvix lagcmt lagindexr lagexdebty
```



Тест на наличие эндогенности в модели:

```
. hausman
You used the old syntax of hausman. Click here to learn about the new syntax.
```

	---- Coefficients ----		(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	(b)	(B)		
	Consistent	Efficient	Difference	S.E.
laglmbp	.6210542	.6627105	-.0416563	.1170712
vix	.0226681	.0210494	.0016187	.0035161
cmt	-.080838	-.0572413	-.0235967	.0571065
cmtch	.1248421	.0897433	.0350987	.1539091
indexr	-1.364825	-1.416448	.0516225	.0896771
exdebty	1.639007	1.544766	.0942409	.4710721

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtivreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
        = 0.95
Prob>chi2 = 0.9876
```

Тест на объясняющую способность ставки СМТ и ее изменений как группы:

```
. test cmt cmtch

( 1) cmt = 0
( 2) cmtch = 0
F( 2, 173) = 1.02
Prob > F = 0.3629
```

Тестирование на наличие гетероскедастичности:

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of lmbp

chi2(1) = 48.73
Prob > chi2 = 0.0000
```

Оценка модели с состоятельными стандартными ошибками Уайта (устойчивыми к гетероскедастичности):

```
. xtreg lmbp laglmbp vix indexr exdebty,fe robust
```

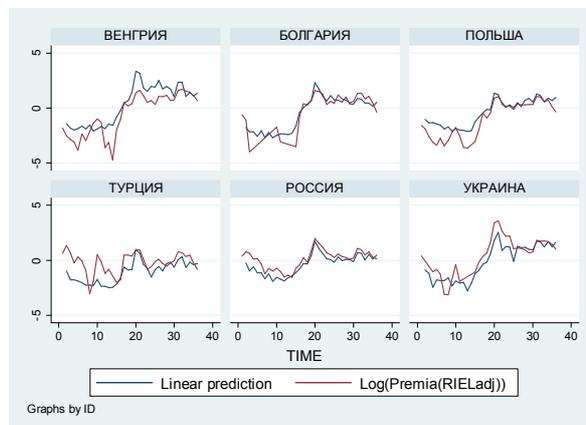
```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    185
Group variable: id                       Number of groups =     6

R-sq:  within = 0.8856                    Obs per group:  min =    20
       between = 0.7134                    avg =             30.8
       overall = 0.8442                    max =             35

corr(u_i, Xb) = -0.1463                    F(4,5)         =   243.61
                                           Prob > F       =     0.0000
```

lmbp	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
laglmbp	.7019932	.0572024	12.27	0.000	.5549498 .8490367
vix	.0208756	.0073069	2.86	0.036	.0020926 .0396586
indexr	-1.435861	.1613157	-8.90	0.000	-1.850536 -1.021186
exdebty	1.547506	.4915809	3.15	0.025	.2838572 2.811155
_cons	-1.316174	.3880724	-3.39	0.019	-2.313746 -.318602

```
-----+-----
sigma_u  | .38668218
sigma_e  | .46881018
rho      | .40487583 (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
```



Тестирование на наличие автокорреляции:

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first order autocorrelation
F( 1, 5) = 4.398
Prob > F = 0.0901
```

Приложение 6. Шкала кредитных рейтингов для используемых рейтинговых агентств и Публикации кредитных прогнозов.

S&P	Moody's	Fitch	
AAA	Aaa	AAA	Высший уровень надежности
AA+	Aa1	AA+	Высокий уровень надежности
AA	Aa2	AA	
AA-	Aa3	AA-	
A+	A1	A+	Уровень надежности выше среднего
A	A2	A	
A-	A3	A-	
BBB+	Baa1	BBB+	Средний уровень надежности
BBB	Baa2	BBB	
BBB-	Baa3	BBB-	
BB+	Ba1	BB+	Неинвестиционный уровень (спекулятивные облигации)
BB	Ba2	BB	
BB-	Ba3	BB-	
B+	B1	B+	Высоко спекулятивные облигации
B	B2	B	
B-	B3	B-	

Источник: BIS

	Дата публикации	Долгосрочный рейтинг в иностранной валюте	Краткосрочный прогноз		Долгосрочный рейтинг в иностранной валюте	Краткосрочный прогноз		
Болгария	13 дек 2011	BBB-	stable	Венгрия	6 янв 2012	BB+	negative	
	24 май 2011	BBB-	positive		11 ноя 2011	BBB-	negative	
	30 апр 2009	BBB-	negative		6 июн 2011	BBB-	Stable	
	9 ноя 2008	BBB-	stable		23 дек 2010	BBB-	negative	
	30 янв 2008	BBB	negative		2 мар 2009	BBB	negative	
	17 авг 2005	BBB	stable		9 ноя 2008	BBB	stable	
	4 авг 2004	BBB-	stable		15 окт 2008	BBB+	negative	
	24 июл 2003	BB+	positive		5 ноя 2007	BBB+	stable	
	29 окт 2002	BB	positive		20 сен 2006	BBB+	negative	
	14 янв 2002	BB-	stable		6 дек 2005	BBB+	stable	
	21 сен 2000	B+	positive		12 янв 2005	A-	negative	
17 апр 1998	B+	-	15 июл 2003	A-	negative			
Турция	23 ноя 2011	BB+	stable	Россия	9 ноя 2008	BBB+	negative	
	24 ноя 2010	BB+	positive		25 июл 2006	BBB+	stable	
	3 дек 2009	BB+	stable		3 авг 2005	BBB	stable	
	27 окт 2009	BB-	Rating Watch positive		18 ноя 2004	BBB-	stable	
	12 дек 2007	BB-	stable		13 май 2003	BB+	stable	
	9 май 2007	BB-	stable		2 май 2002	BB-	positive	
	6 дек 2005	BB-	positive					
	13 янв 2005	BB-	stable		Польша	18 янв 2007	A-	stable
	25 авг 2004	B+	positive		23 мар 2005	BBB+	positive	
	9 фев 2004	B+	stable		6 май 2004	BBB+	stable	
	25 сен 2003	B	positive	4 ноя 2003	BBB+	positive		

Источник: FitchRatings