

Национальный исследовательский университет  
Высшая школа экономики

Международный Институт Экономики и Финансов

**ВЫПУСКНАЯ КВАЛИФИКАЦИОННАЯ РАБОТА**

на тему: «Сравнение сигнальных и эконометрических моделей для оценки  
вероятности кризисов на примере Еврозоны»

Студент 4 курса, 2 группы  
Решетников Роман Александрович

Научный руководитель  
к.э.н. Турунцева Марина Юрьевна

**МОСКВА, 2013 год**

## СОДЕРЖАНИЕ

ВВЕДЕНИЕ .....	2
1. ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ .....	6
1.1. СРАВНЕНИЕ ПАРАМЕТРИЧЕСКИХ И НЕПАРАМЕТРИЧЕСКИХ МЕТОДОВ.....	7
1.2. ПАРАМЕТРИЧЕСКИЕ ОЦЕНКИ ВЕРОЯТНОСТИ ДОЛГОВОГО КРИЗИСА В ЕВРОЗОНЕ .....	8
1.3. НЕПАРАМЕТРИЧЕСКИЕ ОЦЕНКИ ВЕРОЯТНОСТИ ДОЛГОВОГО КРИЗИСА В ЕВРОЗОНЕ .....	11
1.4 . ПРИЧИНЫ ВЫБОРА ПАРАМЕТРИЧЕСКОГО ИЛИ НЕПАРАМЕТРИЧЕСКОГО МЕТОДОВ.....	12
ГЛАВА 2. ОПИСАНИЕ ПРОЦЕДУР ОПРЕДЕЛЕНИЯ УСЛОВИЙ ДЛЯ ПОСТРОЕНИЯ МОДЕЛЕЙ .....	14
2.1. ВЫБОР ДАННЫХ .....	14
2.2. ВЫБОР ИНДИКАТОРА.....	15
2.3. ВЫБОР ВРЕМЕННОГО ЛАГА .....	15
2.4. ВЫБОР ОБЪЯСНЯЮЩИХ ПЕРЕМЕННЫХ .....	16
ГЛАВА 3. ПАРАМЕТРИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА ВЕРОЯТНОСТИ КРИЗИСА.....	23
ГЛАВА 4. НЕПАРАМЕТРИЧЕСКИЕ ОЦЕНКИ ВЕРОЯТНОСТИ КРИЗИСА...	31
4.1. ОПИСАНИЕ ПРОЦЕДУРЫ ОЦЕНКИ.....	31
4.2. РЕЗУЛЬТАТЫ ОЦЕНКИ .....	34
ГЛАВА 5. СРАВНЕНИЕ МОДЕЛЕЙ .....	37
5.1. ПРЕДПОСЫЛКИ И СЛОЖНОСТИ ПРИ ПОСТРОЕНИИ .....	37
5.2. СРАВНЕНИЕ ЗНАЧИМЫХ И НЕЗНАЧИМЫХ ПЕРЕМЕННЫХ.....	39
5.3. ОЦЕНКА МОДЕЛЕЙ НА ПРИМЕРЕ НЕДАВНЕГО КРИЗИСА .....	39
ЗАКЛЮЧЕНИЕ .....	42
СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ .....	44
ПРИЛОЖЕНИЯ .....	46

## ВВЕДЕНИЕ

Ценность любого знания, на наш взгляд, заключается в его практической применимости и, соответственно, полезности для общества. Экономистам зачастую задают два основных вопроса. Первый, что произойдет с экономикой? Второй, (в случаях, если что-то уже произошло) - почему этого нельзя было предсказать? В качестве выпускной работы мы избрали исследование, которое позволит ответить на эти вопросы, задаваемые экономистам. Таким образом, этот анализ поможет определить и ценность полученного в процессе обучения знания.

Анализ является продолжением курсовой работы, в которой изучался так называемый эффект заражения экономики на примере еврозоны. В 2012 г. для улавливания данного эффекта через вероятность возникновения кризиса, нами были использованы непараметрические (или сигнальные) методы оценки. В процессе изучения темы было сделано следующее наблюдение, что непараметрические методы получили большее распространение, чем параметрические (или эконометрические), при оценке вероятности кризиса в зависимости от различных переменных. Авторы рассмотренных работ приводят несколько доводов в пользу использования непараметрического метода вместо эконометрического (probit/logit моделей).

В этой связи, целью нашего исследования стало сравнение двух подходов на примере кризиса в еврозоне в соответствии с критериями работоспособности и проблемами, возникающими при построении, на которые обращают внимание исследователи. В этом смысле работа является первой попыткой сравнить два типа моделей на примере еврокризиса. Кроме того, в данной работе впервые применяются probit/logit модели для оценки вероятности кризиса для первых стран-членов еврозоны.

В отличие от работы прошлого года, выпускная работа не только включает анализ параметрических регрессий и сравнение их с непараметрическими, но и является более полной, так как количество данных,

переменных, а также стран, включенных в исследование, было увеличено в несколько раз.

Итак, цели выпускной работы заключаются:

- в выявлении ценности знания, полученного в процессе обучения, при помощи изучения работоспособности построенных моделей на примере недавнего кризиса
- в построении параметрической модели оценки вероятности кризиса в рамках еврозоны
- в построении непараметрической модели оценки вероятности кризиса в рамках еврозоны
- в выявлении лучшего метода оценки вероятности кризиса в соответствие с критериями работоспособности, трудности построения и возможной интерпретации результатов

Достижение поставленных целей предполагает постановку и решение следующих задач:

- обзор релевантной литературы

в данной части будут изучены работы, посвященные сравнению параметрических и непараметрических оценок в целом; рассмотрены работы, исследующие кризис еврозоны с помощью параметрических и непараметрических моделей в отдельности; установлено, чем те или иные авторы обуславливают выбор в пользу определенного типа моделей

- определение критериев для построения моделей

основываясь на анализе литературы, будут определены критерии построения моделей: условия для присвоения дискретной вероятности кризиса, временной лаг, в течение которого переменная должна сигнализировать о вероятности кризиса, набор показателей, способных предсказать наступление кризиса

- построение параметрической модели

в этой части работы при помощи пакета анализа Stata будут построены временные параметрические probit/logit модели оценки вероятности кризиса в еврозоне с учетом временного лага в 1 период и с учетом различного типа эффектов (случайного/фиксированного), далее будет выявлена наиболее состоятельная модель

- построение непараметрической модели

на базе KLR-метода (Kaminsky, Lizondo, Reinhart) с учетом функции минимизации ошибок предсказаний индикаторов, разработанной Bussie`re и Fratzscher, будет построена непараметрическая оценка вероятности кризиса в еврозоне

- сравнение моделей

в данной части исследования будет произведено сравнение двух типов моделей в соответствие с их состоятельностью при оценке недавнего кризиса на Кипре, проблемами при построении, а так же в соответствие с выводами, представленными в научной литературе относительно ожидаемого соотношения моделей

В заключение будет оценена успешность выполнения поставленных в работе задач.

## 1. ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ

В научной литературе в основном используются два метода оценки вероятности кризиса в зависимости от различных переменных.

Первый метод, параметрический, предполагает построение probit и logit регрессий, где зависимой переменной является оцененная дискретная вероятность кризиса. Второй метод, непараметрический (сигнальный), основан на вычислении некоторых граничных критериев для каждого регрессора и оценке их в соответствие с некоторыми рангами (изначально также присваивается дискретная вероятность кризиса в сравнении с некоторым условием). Главное отличие методов заключается в различии предпосылок, на которых модели базируются и методике построения. Самыми простыми примерами непараметрического анализа являются гистограмма и частота.

В данной главе мы рассмотрим работы по следующим темам:

- сравнение параметрических и непараметрических методов
- параметрические оценки вероятности долгового кризиса в еврозоне
- непараметрические оценки вероятности долгового кризиса в еврозоне
- причины выбора параметрического или непараметрического метода

Поскольку в нашем исследовании мы изучаем поведение различных моделей именно в рамках кризисных эпизодов еврозоны, постольку в обзор литературы будут включены работы, посвященные долговому кризису в Европе. Мы считаем, что включение в анализ исследований других кризисных ситуаций и типов кризисов (банковского, валютного) является предметом другого исследования, по следующим причинам. Во-первых, для каждого типа кризиса в разных группах стран принято выбирать различные условия присвоения дискретной вероятности кризиса. Во-вторых, сильно различается как набор, так и состоятельность объясняющих переменных.

Начнем с сравнения параметрических и непараметрических методов.

## 1.1 СРАВНЕНИЕ ПАРАМЕТРИЧЕСКИХ И НЕПАРАМЕТРИЧЕСКИХ МЕТОДОВ

Так как непараметрические методы оценки стали наиболее популярны именно в последние годы, в связи с тем, что программный аппарат для их построения начал развиваться сравнительно недавно (пакет R был представлен только в 2007 г.) (Racine, 2008), то список работ по сравнению техник моделирования невелик. Мы изучим две основные работы по тематике сравнения параметрических и непараметрических подходов.

В первую очередь, обратим внимание на эссе J. Racine «Nonparametric econometrics: a primer» (2008 г.). В вводной части работы автор объясняет, что непараметрический анализ не является требовательным к распределению данных, в отличие от параметрического анализа, а значит его качество не зависит от предпосылок относительно данных. Именно поэтому, непараметрические оценки становятся, все более популярны.

Далее J. Racine обозревает некоторые методы построения непараметрических оценок, приводя примеры типов данных, когда непараметрическая модель является предпочтительной. Нам интересны случаи сравнения с logit/probit моделями, а так же с моделями панельных данных, так как наш анализ будет включать построение и последующие сравнение именно таких регрессий. Например, автор рассчитал, что при вычислении вероятности между рождением ребенка с крайне низким весом и возрастом матери, индикатором курения родителей и некоторыми другими факторами logit модель сильно недооценивает вероятность, определяя лишь 76,1% наблюдений, тогда как параметрическая оценка верна для 84,1% случаев.

При работе с панельными данными рассматривается зависимость между издержками разных авиакомпаний США и такими показателями как уровень пассажиропотока, логарифм цены топлива, показатель нагрузки на авиапарк. Как параметрическая, так и непараметрическая оценки, сошлись в результатах, определив, что издержки растут с ростом цен на топливо и падают с уменьшением нагрузки на авиапарк.

В заключение автор отмечает, что непараметрические модели являются крайне полезным инструментом, так как позволяют обойти проблему спецификации типа данных, которая влияет на состоятельность параметрической модели. Однако, по мнению J. Racine, построение непараметрических моделей - это значительно более трудоемкий процесс, особенно при работе с большим количеством данных, так как программы для построения такого рода моделей начали развиваться не так давно.

В работе 2008 г. «Some possible pitfalls of parametric inference» M. Creel, также обращается к сравнению параметрических и непараметрических оценок. Автор соглашается с J. Racine, отмечая, что непараметрический анализ требует выполнения меньшего количества предпосылок относительно распределения данных, однако представляет собой более трудоемкий процесс. В статье тоже приводятся некоторые примеры данных (автор задает истинное распределение сам), когда параметрический анализ является несостоятельным, тогда как непараметрический приводит к верным результатам. В заключение M. Creel отмечает, что при верной спецификации как параметрические, так и непараметрические модели должны приводить к близким результатам. Если это не так, то исследователь должен задуматься об истинной спецификации моделей.

Перейдем непосредственно к изучению моделей оценки вероятности кризисов на примере еврозоны. Начнем с обзора параметрических оценок.

## 1.2. ПАРАМЕТРИЧЕСКИЕ ОЦЕНКИ ВЕРОЯТНОСТИ ДОЛГОВОГО КРИЗИСА В ЕВРОЗОНЕ

Список работ, основанных на исследовании долговых кризисов крайне невелик, потому как из всех встречающихся типов кризисов, данный тип кризиса наблюдается наиболее редко. Кроме того, так как кризис в еврозоне произошел относительно недавно, то количество работ анализирующих кризисные эпизоды, связанные с ним, еще меньше.



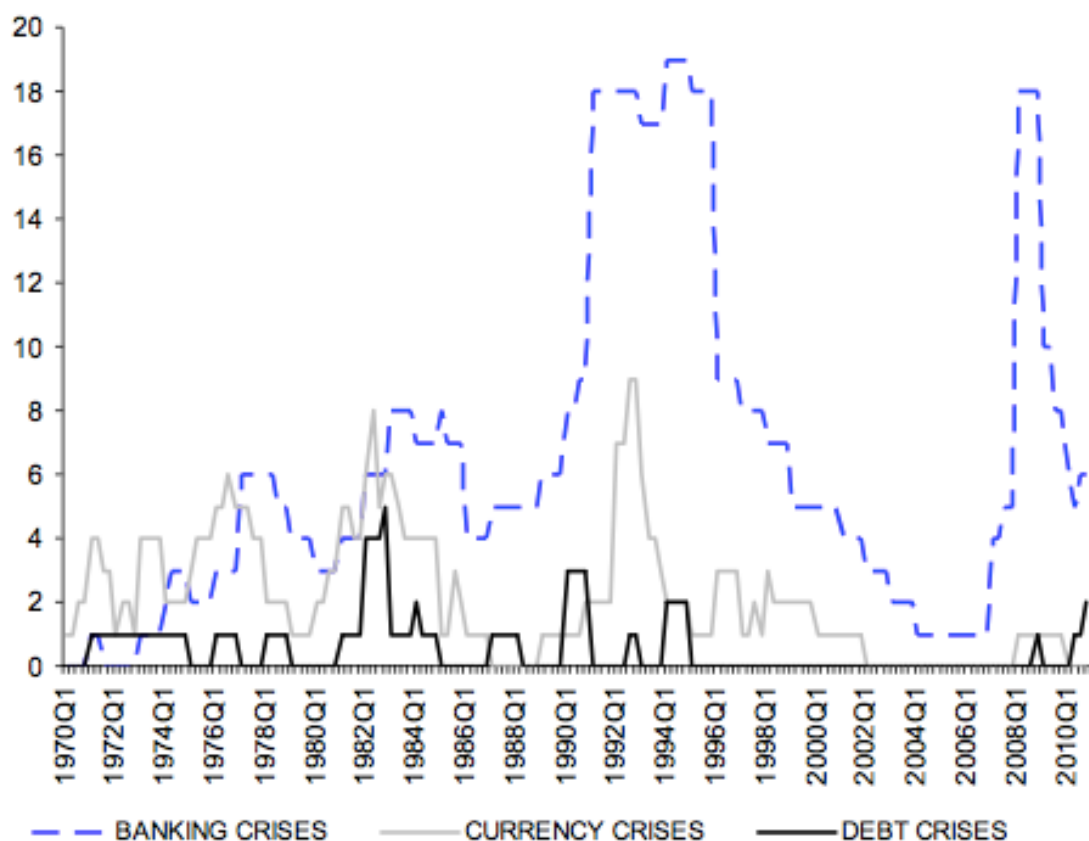


График 1. Количество стран по типу кризиса в зависимости от времени  
 Источник: Babecky J., Havranek T., Mateju M., Rusnak M., Smidkova K., Vasícek B.. Banking, Debt and Currency Crises: Early Warning Indicators for Developed Countries

Распределение типов кризисов можно увидеть на представленном графике, где по оси X обозначено время, по оси Y – количество стран, столкнувшихся с тем или иным типом кризиса в разные годы.

V. Vucevska изучает подверженность долговому кризису страны-кандидаты на вхождение в Евросоюз. Выборка состоит из квартальных наблюдений с начала 2005 по конец 2009 г. по 3 странам (Македония, Хорватия, Турция). Индикатором кризиса считается ситуация, когда изменение номинального обменного курса валюты по отношению к евро, изменение резервов, выраженных в евро, а так же разница между ставкой по краткосрочным государственным облигациям страны и соответствующей ставкой Германии превышают свое среднее значение за весь период времени на

полтора стандартных отклонения. Автор определяет промежуток времени, в течение которого объясняющая переменная должна верно предсказать кризисный эпизод в 4 квартала: 3 квартала до кризиса и один в момент кризиса. Независимые переменные включенные в анализ: уровень госрасходов к ВВП, изменение ВВП, отношение долга к ВВП, долга к экспорту, изменение экспорта, торгового баланса, счета текущих операций, реальный обменный курс и некоторые другие. Авторы построили панельную logit регрессию для выборки из представленных стран и выяснили, что вероятность кризиса увеличивается с увеличением доли долга к ВВП, долга к экспорту. Также значимыми переменными оказались отношение госрасходов к ВВП и изменение счета текущих операций.

Roberto A. De Santis в своей работе по изучению долгового кризиса в еврозоне, анализирует взаимосвязь процентных ставок по долгосрочным государственным облигациям и вероятностью кризиса, а также поведение процентных ставок в зависимости от кредитных рейтингов. Он использует выборку из 11 стран Еврозоны (Австрия, Бельгия, Германия, Греция, Ирландия, Испания, Италия, Нидерланды, Португалия, Финляндия, Франция) с 1 сентября 2008 г. по 4 августа 2011 г., с частотой данных в 1 день. Автор, проведя графический анализ, приходит к выводу, что изменение процентных ставок положительно связано с вероятностью кризиса, оцененного по агрегированному региональному риску для каждой страны выборки. Далее в работе строятся 11 линейных регрессий на взаимосвязь процентной ставки и кредитного индекса с такими контрольными переменными как инфляция, рост ВВП, отношение госдолга к ВВП, показатели ликвидности. De Santis приходит к выводу о негативной зависимости между уровнем процентных ставок и кредитными рейтингами в странах еврозоны.

Наиболее релевантной работой в рамках данной тематики является труд Babecky J., Havranek T., Mateju M., Rusnak M., Smidkova K. и Vasicek B. «Banking, Debt and Currency Crises: Early Warning Indicators for Developed Countries» (2012 г.). Авторы изучают кризисные эпизоды в 40-ка развитых странах Евросоюза и Организации Экономического Сотрудничества и Развития. Выборка состоит из квартальных данных с 1970 по 2010 гг. Индикатором для

присвоения дискретной вероятности кризиса служил опрос экспертов и руководителей центральных банков стран. Авторы построили панельную logit регрессию с лагом от 4 до 12 периодов. В результате выяснили, что в заданной выборке состоятельными переменными являются повышение процентных ставок по облигациям, падение роста ВВП и падение уровня цен.

Стоит отметить, что описанные работы не соответствуют в полной мере заданной нами тематике, так как: в двух из трех работ выборка не подходит по критерию отбора стран только из еврозоны; исследование De Santis'a оценивает не вероятность, а индекс регионального риска или кредитный рейтинг, кроме того рассчитывает его по странам в отдельности. В последней же работе, как отмечают сами авторы, оценить параметры влияющие на долговой кризис оказалось крайне сложным, так как количество подобных кризисных эпизодов мало в отношении к остальным типам кризисов, - это, как отмечалось ранее, становится причиной отсутствия достаточного количества работ по тематике. Следовательно, этим и обуславливается важность заявленной темы исследования, которое будет анализировать параметрические модели вероятности кризиса именно в рамках недавних событий в еврозоне.

### 1.3. НЕПАРАМЕТРИЧЕСКИЕ ОЦЕНКИ ВЕРОЯТНОСТИ ДОЛГОВОГО КРИЗИСА В ЕВРОЗОНЕ

Mody A. и Sandri D. (2011 г.) применяют сигнальный подход к изучению взаимосвязи экономик еврозоны, используя изменение процентных ставок как основной индикатор финансовых перемен. Выборка состоит из 10 стран (Австрия, Бельгия, Греция, Ирландия, Испания, Италия, Нидерланды, Португалия, Финляндия, Франция) с недельной и месячной частотой данных с января 2006 по май 2011 г. Индикатором кризиса выступает рассчитанный показатель платежеспособности государства по гособлигациям, учитывающий процентную ставку. Объясняющие переменные: отношение долга к ВВП, изменение ВВП, уровень инвестиций, отдача капитала, производительность труда и некоторые другие. В результате исследования авторы приходят к выводу, что вероятность дефолта возрастает с увеличением отношения долгового бремени к ВВП. Негативный рост ВВП так же ведет к увеличению

вероятности кризиса. Кроме того, страны в целом с более скудными возможностями экономического роста, то есть страны с низким уровнем отдачи капитала, производительности труда, также более подвержены кризису.

Полагаем, наиболее релевантной работой в отношении заданной темы является исследование Knedlik T. и von Schweinitz G. «Macroeconomic Imbalances as Indicators for Debt Crises in Europa» (2011 г.).

Авторы применяют сигнальный подход к вычислению оценки вероятности кризиса, впервые описанный Kaminsky G., Lizondo S., и Reinhart C (1998 г.) (подход будет применен и в нашей работе и описан в соответствующей главе). Используются месячные данные по 11 странам-первым членам еврозоны (Австрия, Бельгия, Германия, Греция, Ирландия, Испания, Италия, Нидерланды, Португалия, Финляндия, Франция) с начала 2001 по второй квартал 2011 г.. В качестве индикатора дискретной вероятности кризиса выступает условие отклонения процентной ставки по 10-тилетним государственным облигациям на 1.65 стандартного отклонения от среднего по выборке. Авторы используют 20 объясняющих переменных с лагом от 12 до 24 месяцев. Самыми состоятельными индикаторами оказались уровень дефицита бюджета к ВВП, уровень безработицы, счет текущих операций, стоимость единицы труда, уровень госдолга к ВВП и некоторые другие.

#### 1.4 . ПРИЧИНЫ ВЫБОРА ПАРАМЕТРИЧЕСКОГО ИЛИ НЕПАРАМЕТРИЧЕСКОГО МЕТОДОВ

В ходе нашего исследования моделей оценки вероятности кризисов (в данном случае речь идет уже о всех типах кризисов), мы обратили внимание на то, что сигнальные методы оказываются более популярны среди исследователей. Выбор в пользу сигнального подхода в работах обосновывается в одном ключе, аргументы были представлены еще в самом первом анализе заданной темы: Kaminsky, Lizondo, и Reinhart C «Leading Indicators of Currency Crisis» (1998 г.).

Авторы отмечают, что непараметрический анализ, во-первых, менее требователен к распределению данных, во-вторых, не ранжирует показатели в зависимости от их значимости, так как в эконометрической модели показатель либо значим, либо незначим. Между тем, авторы отмечают и преимущества параметрического подхода: probit/logit модели вычисляют вероятность кризиса именно в процентном значении, что делает результаты более понятными и репрезентативными. Более того, параметрические модели учитывают влияние переменных друг на друга, что позволяет, проведя тесты и исключив незначимые переменные, избавиться от данного эффекта.

В дальнейших главах нашего анализа мы попытаемся выяснить, в действительности ли непараметрические модели являются более предпочтительными при анализе вероятности кризисов в еврозоне, оценивая результаты моделей и отмечая сложности, с которыми нам пришлось столкнуться при построении.

## ГЛАВА 2. ОПИСАНИЕ ПРОЦЕДУР ОПРЕДЕЛЕНИЯ УСЛОВИЙ ДЛЯ ПОСТРОЕНИЯ МОДЕЛЕЙ

Обзор научной литературы показал, что при построении вероятностных моделей для оценки возникновения кризисов исследователи сталкиваются с рядом основных вопросов, важных для моделирования как параметрического, так и непараметрического анализа:

1. выбор данных (количество стран, период наблюдения, частота)
2. выбор индикатора для присвоения дискретной вероятности кризиса
3. выбор временного лага, в течение которого переменная должна сигнализировать о кризисной ситуации
4. выбор объясняющих переменных

### 2.1. ВЫБОР ДАННЫХ

Все модели были построены на основе квартальных данных с 2001 до 2012 г., оцененными на конец года для показателей уровня отношения к ВВП и как среднее изменение за квартал для показателей прироста. Выборка включает данные по 11 странам (Австрия, Бельгия, Германия, Греция, Ирландия, Испания, Италия, Нидерланды, Португалия, Финляндия, Франция), которые являются первыми членами Еврозоны. Последняя из вступивших стран, Греция, вошла в зону Евро 1 января 2001 г., этим обусловлен выбор 2001Q1 как начальной даты для построения моделей.

Квартальный выбор частоты данных объясняется тем, что кризис в Еврозоне изначально считается долговым, поэтому было сделано предположение, что основными переменными, влияющими на вероятность возникновения кризиса, должны являться показатели отношения госдолга к ВВП, а также прироста долга. Для этих показателей максимальная доступная частота данных является поквартальной. Источниками для используемых наблюдений послужили дата-базы Европейского Центрального Банка (ЕЦБ), Европейской Комиссии (ЕК) Организации Экономического Сотрудничества и Развития (ОЭСР), а также ресурса [tradingeconomics.com](http://tradingeconomics.com).

## 2.2. ВЫБОР ИНДИКАТОРА

В качестве индикатора для присвоения дискретной вероятности кризиса было использовано следующее условие: если для страны процентная ставка по 10-ти летним государственным облигациям превышает среднее по 11 странам Еврозоны на 1.65 стандартного отклонения, то подобная ситуация считается кризисной, и переменной *prob*, отвечающей за дискретную вероятность, присваивается значение 1, иначе – 0. Как было отмечено в обзоре тематической литературы, подобное условие было использовано в первых работах, оценивающих вероятность долговых кризисов (Knedlik и Scheufele, 2008 г.), а так же вероятность долгового кризиса Еврозоны (Knedlik и von Schweinitz, 2011 г.). Индикатор зарекомендовал себя как крайне удачный, верно определив проблемные страны PIIGS и общеизвестные периоды кризиса в этих странах (Португалия – первая подача сигнала в 2011Q1 и далее устойчивая подача до 2012Q4, Ирландия - первая подача в 2009Q3 и далее устойчивая подача с 2011Q1 до 2012Q4, Италия – устойчивая подача с 2012Q1, Испания - первая подача 2011Q3 и далее устойчивая подача до 2012Q4, Греция – первая подача 2009Q4 и далее устойчивая подача с 2010Q3 до 2012Q4), а также правильно идентифицировав страны, неподверженные кризису (Бельгия, Франция, Австрия, Нидерланды, Германия, Финляндия – кредитный рейтинг S&P для этих стран от AA и выше, а индикатор *prob* для соответствующих кризису Еврозоны периодов равен 0).

## 2.3. ВЫБОР ВРЕМЕННОГО ЛАГА

Следующий важный фактор – это временной лаг, в течение которого переменная должна сигнализировать о кризисной ситуации.

Обзор литературы выявил, что в научных работах лаг составляет от 3 до 24 месяцев (или от 1 до 8 кварталов). Однако, как отмечают Трунин П.В. и Каменских М.В. (2007 г.), зачастую выбор достаточно широкого окна в построении моделей вероятности кризисов обусловлен анализом множества кризисных эпизодов, например, в знаменитой работе Kaminsky и Reinhart (1999 г.) исследуются кризисы, произошедшие с 1970 по 1995 гг. в 24 странах,

расположенных в абсолютно разных регионах мира. Соответственно, чтобы уловить сигналы кризиса на таком длительном отрезке времени, в условиях настолько дифференцированной выборки, авторам необходимо было выбрать широкий интервал в размере от 4 до 8 кварталов.

В нашем случае достаточным был определен интервал в 1 квартал, так как мы считаем, что страны, находящиеся в едином валютном пространстве, крайне зависимы, поэтому предвестники кризисных ситуаций в разных странах должны реагировать достаточно быстро, на изменение макроэкономической ситуации внутри еврозоны. Кроме того, период в 3 месяца мы полагаем достаточным для принятия мер по ослаблению кризисной ситуации.

В заключение, приближение кризисной ситуации должно, так или иначе, усиливать влияние на переменные, предвещающие наступление кризиса, поэтому предсказанная вероятность должна быть выше по мере приближения к периоду возникновения кризиса. Это означает, что окно для принятия мер по ослаблению негативных последствий на деле должно оказаться шире, чем один квартал, при состоятельности построенных моделей.

## 2.4. ВЫБОР ОБЪЯСНЯЮЩИХ ПЕРЕМЕННЫХ

Для того чтобы выявить объясняющие переменные, мы обратились к известным определениям долгового и финансового кризисов, которые помогут нам раскрыть, изменение каких факторов способно сигнализировать о возникновении кризисной ситуации.

Впервые определение долгового кризиса было дано еще Ирвингом Фишером в 1933 г. Фишер отмечает, что в какой-то момент времени бремя долга становится критическим, что ведет к необходимости его сокращения. Сокращение долга в сжатые сроки имеет следующие последствия:



- 1) быстрая распродажа активов предполагает падение цен активов
- 2) погашение долговых обязательств означает скорое погашение банковских кредитов, что приводит к
- 3) сокращению денег в обращении
- 4) падению общего уровня цен
- 5) падению прибыли производителей
- 6) падению выпуска
- 7) падению уверенности экономических агентов
- 8) росту процентной ставки по государственным облигациям

Таким образом, И. Фишер определяет долговой кризис как ухудшение макроэкономических показателей, связанное с превышением долгом своего критического значения. Исходя из цепи последствий, предположенной Фишером и описанной выше, при моделировании кризисной ситуации пристальное внимание необходимо обратить на такие факторы как: изменение уровня цен, изменение денежной массы, изменение уровня уверенности производителей и потребителей, а так же на изменение процентной ставки. Вариация схожих факторов в периоды кризиса отмечается так же в работах Kindleberger (1978 г.) и Minsky (1972 г.).

Еще одно знаменитое определение кризиса было дано Фредериком Мишкиным в 1991 г. Мишкин называет кризисом падение фондовых рынков, в условиях которого проблемы морального риска (moral hazard) и неблагоприятного отбора (adverse selection) оказывают критическое влияние на финансовые рынки и не позволяют им нормально функционировать.

В рамках этого определения Мишкин выделил 4 основных фактора, которые помогут определить возникновение кризисной ситуации:

- 1) изменение процентных ставок
- 2) изменение рыночных индексов
- 3) изменение уверенности экономических агентов
- 4) уровень доверия к банкам

Объясним, почему каждый из этих факторов оказывается важным для оценки вероятности кризиса.

Как отмечает Мишкин, транзакции на финансовых рынках подвержены влиянию проблемы асимметрии информации, когда одна из сторон сделки не обладает всей полнотой информации относительно другой стороны и ее намерений. Двумя производными этого несовершенства рынка являются проблемы неблагоприятного отбора (adverse selection), которая имеет место до совершения транзакции, и морального риска (moral hazard), оказывающая влияние после заключения транзакции.

Напомним, что обозначенные выше проблемы впервые были рассмотрены в работе Джорджа Акерлофа на примере рынка б/у машин. Определим влияние каждой из них на финансовые рынки.

Проблема неблагоприятного отбора возникает еще до заключения транзакции и подразумевает, что кредиторы, вероятнее всего, столкнутся на рынке с заемщиками, обладающими возможностями для инвестирования только рискованных проектов, так как их премия за риск выше – значит цена (в данном случае процентная ставка), которую они готовы заплатить по кредиту, - выше. Кредиторы не заинтересованы в предоставлении средств для финансирования рискованных проектов, потому как кредитование подобных проектов увеличивает вероятность дефолта по долгу. Это приводит к тому, что желание кредиторов предоставлять заемные средства уменьшается, а значит уменьшается количество средств в экономике, количество инвестируемых проектов, что, в конечном счете, ведет к спаду экономической активности.

Проблема морального риска, которая имеет место после совершения сделки, заключается в том, что существует вероятность того, что заемщик будет использовать средства не в целях инвестирования в проект, а в личных целях, что увеличивает вероятность дефолта по займу. Поэтому с ростом проблемы морального риска, желание кредиторов предоставлять средства также падает, что приводит к схожим последствиям, как и в случае с проблемой неблагоприятного отбора: уменьшается количество средств в экономике,

количество инвестируемых проектов, что ведет к спаду экономической активности.

В рамках рассмотренных выше недостатков рынка проанализируем влияние определенных Мишкиным факторов на вероятность возникновения кризиса:

#### 1) Изменение процентных ставок

Рост процентной ставки увеличивает вероятность того, что лишь агенты, обладающие возможностями для инвестирования в рискованные проекты, будут готовы платить высокую ставку по кредиту, поскольку премия за риск их проекта выше. Наблюдая подобную ситуацию, кредиторы будут вынуждены сократить количество предоставляемых средств, что, как отмечалось выше, приведет к спаду экономической активности. Таким образом, мы ожидаем положительную зависимость между уровнем процентных ставок и вероятностью возникновения кризисов.

#### 2) Изменение рыночных индексов

Одним из способов решения проблем неблагоприятного отбора и морального риска является залог, так как наличие залога уменьшает количество безвозвратно потерянных кредитором средств, в случае дефолта заемщика. Стоимость фирмы-заемщика является в некотором смысле залогом, как отмечает Мишкин. В случае дефолта фирмы-заемщика кредитор может потребовать от компании распродать свои активы, вернув, таким образом, часть потерянных средств. Кроме того, высокая стоимость фирмы уменьшает вероятность того, что руководство компании будет тратить заемные средства в ненадлежащих целях, так как в случае дефолта их личные потери, окажутся, крайне высоки.

В этой связи рыночные индексы являются своего рода прокси для стоимости фирм в странах, которые присутствуют в нашей выборке. Соответственно, мы ожидаем негативную связь между изменением рыночных индексов и вероятностью кризиса.

### 3) Изменение уверенности экономических агентов

Данная переменная имеет прямую взаимосвязь с проблемами неблагоприятного отбора и морального риска: чем ниже уверенность кредиторов в заемщике, тем менее вероятно осуществление между ними транзакции. Чем ниже вероятность осуществления транзакции, тем меньше количество заемных средств в экономике, количество инвестируемых проектов, ниже уровень экономической активности, выше вероятность кризиса – ожидается негативная связь.

### 4) Уровень доверия к банкам

Мы так же ожидаем обратную взаимосвязь между данным показателем и вероятностью кризиса, так как чем ниже уровень доверия к банкам, тем меньшим количеством депозитов обладают банки для финансирования и кредитования инвестиционных проектов – значит уровень инвестиций в экономику снижается, что приводит к спаду экономической активности, увеличивая вероятность кризиса. Кроме того, падение уровня доверия к банкам приводит к банковской панике, в периоды которой наблюдается стремительное изъятие средств из банков. Это в свою очередь, ведет не только к уменьшению количества депозитов, а значит и инвестируемых проектов, но и к банкротству кредитных организаций, даже крайне надежных, что, естественно, увеличивает вероятность кризиса в стране.

Основываясь на результатах проведенного анализа, изученной литературе, знаниях влияния макроэкономических факторов на экономику, а так же учитывая доступность данных, мы выделили следующие факторы, которые будем использовать в дальнейшем для определения вероятности возникновения кризиса (в скобках указаны наименования, используемые при построении моделей):

- 1) изменение уровня цен (*dcp<sub>i</sub>*)
- 2) изменение ВВП (*dgdp*)
- 3) уровень безработицы (*unempl*)
- 4) изменение денежной массы (*dm1*)
- 5) изменение госрасходов (*dgexp*)
- 6) отношение госрасходов к ВВП (*dgexpgdp*)
- 7) изменение уровня долга (*ddebt*)
- 8) отношение долга к ВВП (*debtgdp*)
- 9) изменение рыночных индексов (*dstocks*)
- 10) изменение торгового баланса (*dcurracc*)
- 11) уровень уверенности потребителей (*consconf*)

Мы не используем номинальные величины в нашем анализе с целью сохранения сопоставимости данных с течением времени и между странами, поэтому вместо номинальных величин используются их приросты, а так же их отношение к ВВП. Показатели уровней безработицы, уверенности потребителей и производителей предоставлены одними организациями, поэтому их сопоставимость между странами в течение времени не нарушается. Такой подход к включению переменных используется и в других работах по данной тематике.

В наш анализ не включены четыре показателя, важность которых отмечалась в работах Мишкина и Фишера, – это уровень доверия к банкам, уровень уверенности производителей, изменение уровня инвестиций, а также уровень процентных ставок. Объясним, почему данные показатели будут отсутствовать при построении наших моделей:

отсутствие индекса уровня доверия к банкам обусловлено тем, что он, так или иначе, включен в показатель уверенности потребителей (при подсчете переменной *consconf* респонденты отвечали на вопросы относительно уверенности в финансовых институтах, уверенности в экономической ситуации в целом, ожиданиях относительно уровня безработицы, цен, будущих сбережениях), а значит, будет коррелировать с ним при построении моделей;

показатель уровня уверенности производителей не был использован по причине, что данных по этому индексу для Ирландии в дата-базе Европейской Комиссии не представлено. Кроме того, корреляция между уровнем уверенности потребителей и производителей для оставшихся 10 стран выборки составляет 0.66, что является достаточно большим значением. Это также можно считать причиной невключения показателя в модель;

отсутствие изменения уровня инвестиций связано с тем, что эти данные из базы ЕЦБ доступны только с 2008 г.;

отсутствие уровня процентных ставок объясняется таким образом: в качестве дискретной оценки вероятности кризиса было использовано условие, уже включающее в себя сравнение с уровнем процентных ставок для каждой страны, поэтому добавление этого показателя как объясняющей переменной, мы считаем неприемлемым, так как это нарушит состоятельность модели.

Как показывает анализ литературы, количество переменных, используемых для построения моделей, может сильно варьироваться, однако мы включили основные представленные в работах показатели и переходим к построению самих моделей.

### ГЛАВА 3. ПАРАМЕТРИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА ВЕРОЯТНОСТИ КРИЗИСА

Итак, перейдем непосредственно к построению моделей оценки вероятности кризисов. Целью данной главы является построение и выбор наилучшей параметрической вероятностной модели.

Для начала проверим корреляцию между переменными, заданными в предыдущей главе, чтобы избавиться от возможных проблем включения взаимозависимых показателей в модели оценки.

Построение и анализ моделей будут проводиться в программе Stata/SE 12.0.

*Таблица 1. Корреляция между объясняющими переменными*

*Источник: расчеты автора, Stata/SE 12.0*

```
. corr dcp1 dgdpl unempl dm1 dgexp gexpgdp ddebt debtgdp dstocks dcurracc conscon
> f
(obs=524)
```

	dcp1	dgdpl	unempl	dm1	dgexp	gexpgdp	ddebt
dcp1	<b>1.0000</b>						
dgdpl	<b>0.0015</b>	<b>1.0000</b>					
unempl	<b>-0.1423</b>	<b>-0.1034</b>	<b>1.0000</b>				
dm1	<b>0.0318</b>	<b>0.0463</b>	<b>-0.1132</b>	<b>1.0000</b>			
dgexp	<b>0.0016</b>	<b>0.0658</b>	<b>0.0334</b>	<b>0.1738</b>	<b>1.0000</b>		
gexpgdp	<b>-0.3718</b>	<b>-0.0971</b>	<b>0.1400</b>	<b>-0.1663</b>	<b>-0.0243</b>	<b>1.0000</b>	
ddebt	<b>-0.0927</b>	<b>-0.0815</b>	<b>0.1122</b>	<b>-0.0226</b>	<b>0.0318</b>	<b>0.0491</b>	<b>1.0000</b>
debtgdp	<b>-0.0025</b>	<b>-0.1067</b>	<b>0.3680</b>	<b>-0.1497</b>	<b>-0.0080</b>	<b>0.4343</b>	<b>0.0008</b>
dstocks	<b>-0.1504</b>	<b>0.2170</b>	<b>0.1695</b>	<b>-0.0261</b>	<b>0.0215</b>	<b>0.0426</b>	<b>-0.0012</b>
dcurracc	<b>-0.0116</b>	<b>-0.1978</b>	<b>-0.1115</b>	<b>0.0322</b>	<b>0.0405</b>	<b>-0.0113</b>	<b>-0.0399</b>
consconf	<b>-0.1307</b>	<b>0.1943</b>	<b>-0.5178</b>	<b>0.0818</b>	<b>-0.0390</b>	<b>-0.0164</b>	<b>-0.1404</b>
		debtgdp	dstocks	dcurracc	consconf		
debtgdp		<b>1.0000</b>					
dstocks		<b>0.1061</b>	<b>1.0000</b>				
dcurracc		<b>-0.0983</b>	<b>-0.5018</b>	<b>1.0000</b>			
consconf		<b>-0.5374</b>	<b>-0.0677</b>	<b>0.1048</b>	<b>1.0000</b>		

Как можно заметить, максимальные значения корреляции между двумя переменными выборки составляют -0.5374 для уровня уверенности потребителей и изменения уровня цен и -0.5178 в случае уровня уверенности потребителей и уровня безработицы, что абсолютно неслучайно, так как ожидания относительно данных переменных (*dcpi* и *unemploy*) учитывались при подсчете индекса уверенности потребителей. Обратим пристальное внимание на значимость этих переменных при построении моделей.

Как отмечалось в нашей работе ранее, основными моделями для параметрической оценки вероятности являются модели probit и logit, вида:

$$prob_i = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_i x_i)^2} - \text{probit}$$

$$prob_i = \frac{1}{1 + e^{-\beta_0 - \beta_1 x_1 - \dots - \beta_i x_i}} - \text{logit}$$

Где,  $prob_i$  – это вероятность кризиса, а  $x_1 \dots x_i$  – зависимые переменные.

Для построения взаимосвязи между вероятностью кризиса и объясняющими его переменными мы использовали модель несбалансированных (так как по 4 наблюдения отсутствуют для изменения госрасходов и отношения госрасходов к ВВП с 2012Q1 по 2012Q2 для Франции) панельных данных, учитывающую временной эффект, с лагом в 1 период. Мы используем панельные данные (групповая переменная - страны), так как заинтересованы в получении большего количества наблюдений и именно композитной модели для оценки вероятности кризиса.

Так как мы используем временные ряды, то необходимо так же провести тесты на отсутствие единичных корней в данных. Наиболее подходящим тестом на проверку стационарности панельных данных в условиях нашей выборки является тест Levin–Lin–Chu, который применяется при относительно небольшом количестве панелей к количеству периодов наблюдения. Тест не удалось провести для 2 переменных: изменению госрасходов и отношению госрасходов к ВВП, так как условия требуют сбалансированности данных. По результатам (Приложение 1) все данные оказались стационарны на любом



уровне – значит результаты тестов на значимость коэффициентов будут состоятельны.

Далее необходимо определиться с тем, модель с каким типом эффектов (случайных или фиксированных) использовать. Модель с случайными эффектами позволяет индивидуальному эффекту групп оказывать влияние на объясняемую переменную, тогда как модель с фиксированными эффектами не позволяет. Как отмечает Allison, если значения одних и тех же переменных между группами сильно варьируются, то модель с случайными эффектами является предпочтительной (Allison, 2009 г.). Мы предполагаем, что в нашей выборке из 11-ти стран индивидуальные переменные достаточно сильно различаются, так как выборка состоит как из стран с крайне нестабильной экономикой, так и из государств с устойчивым финансовым положением. Нашу гипотезу подтверждает и тест отношения правдоподобия, для моделей с случайными эффектами значения теста выше. Исходя из озвученных выше предпосылок, мы будем строить модели с случайными эффектами.

Таблица 2. Панельная регрессия logit с случайными эффектами (11 переменных)

Источник: расчеты автора, Stata/SE 12.0

Log likelihood = **-35.950261**                      Wald chi2(11) = **34.43**  
 Prob > chi2 = **0.0003**

prob	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dcpi	.0184707	.3377547	0.05	0.956	-.6435163	.6804576
dgdg	.1441928	.1506339	0.96	0.338	-.1510442	.4394298
unempl	.6254115	.1445428	4.33	0.000	.3421129	.9087101
dm1	-.0477943	.130249	-0.37	0.714	-.3030777	.2074892
dgexp	-.018657	.018056	-1.03	0.301	-.0540461	.0167321
gexpgdp	.0920015	.10121	0.91	0.363	-.1063665	.2903695
ddebt	-.0069664	.1088074	-0.06	0.949	-.220225	.2062922
debtgdp	.0547622	.0293158	1.87	0.062	-.0026957	.11222
dstocks	.0133046	.0290012	0.46	0.646	-.0435368	.070146
dcurracc	.0008219	.0009602	0.86	0.392	-.00106	.0027038
consconf	-.0905796	.0447984	-2.02	0.043	-.1783828	-.0027764
_cons	-22.14531	5.651532	-3.92	0.000	-33.22211	-11.06851
/lnsig2u	.6529628	1.044648			-1.39451	2.700436
sigma_u	1.386082	.7239844			.4979502	3.858266
rho	.3686798	.2431471			.0700867	.8190002

Likelihood-ratio test of rho=0: **chibar2(01) = 4.27** Prob >= **chibar2 = 0.019**

Параметр изменения цен оказывается незначим на любом разумном уровне, что как раз может быть связано с тем, что он коррелирует с уровнем уверенности потребителей.

Значения изменения ВВП, долга, денежной массы, рыночного индекса, счета текущих операций слабо отличны от нуля:

для первых трех показателей из этой группы значения близкие к нулю могут быть объяснены таким образом: во время кризиса странам, которые находятся в кризисной ситуации, оказывается сильная поддержка со стороны ЕЦБ и других крупнейших европейских банков, которые вливают средства в экономику (значит наблюдаются положительные значения изменения ВВП и денежной массы), а также списывают крупные суммы долга (изменение долга отрицательно);

для изменений рыночного индекса и счета текущих операций незначимость может быть связана с тем фактом, что в подсчеты важнейших рыночных индексов включены цены акций крупнейших компаний, осуществляющих большую часть международной торговли, поэтому значения изменения рыночных индексов и счета текущих операций связаны не с вероятностью развития кризисной ситуации в стране, а с экономическим климатом в мире в целом.

В остальном оценки модели оказались крайне логичны и совместимы с нашими предположениями о а) негативной зависимости между вероятностью кризиса и увеличением госрасходов, значением индекса уверенности потребителей б) положительной связи между значением объясняемой переменной и уровнем безработицы, отношением госрасходов к ВВП (так как госрасходы зачастую финансируются за счет долга), долга к ВВП.

Отметим, что тесты Вальда и отношения правдоподобия говорят о значимости модели в целом.

Методично избавляясь от незначимых показателей, описанных выше, мы построили следующую модель с 5-ю объясняющими переменными.

Таблица 3. Панельная регрессия logit с случайными эффектами (5 переменных)

Источник: расчеты автора, Stata/SE 12.0

Log likelihood = **-37.051579**                      Wald chi2(5) = **36.24**  
 Prob > chi2 = **0.0000**

prob	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
unempl	.6081477	.1361399	4.47	0.000	.3413184	.8749769
dgexp	-.0185551	.0157932	-1.17	0.240	-.0495091	.0123989
gexpgdp	.0735537	.0914867	0.80	0.421	-.1057568	.2528643
debtgdp	.0580879	.0231318	2.51	0.012	.0127504	.1034254
consconf	-.0759265	.0384884	-1.97	0.049	-.1513623	-.0004907
_cons	-20.92146	5.135503	-4.07	0.000	-30.98687	-10.85606
/lnsig2u	.588522	.9241246			-1.222729	2.399773
sigma_u	1.342134	.6201496			.54261	3.31974
rho	.3538118	.2112817			.0821433	.7701088

Likelihood-ratio test of rho=0: **chibar2(01) = 6.40** Prob >= chibar2 = **0.006**

Значения тестов Вальда и отношения правдоподобия для данной модели выше, чем для модели с 11-ю показателями, поэтому данная регрессия предпочтительнее первой.

Тем не менее, равенство нулю переменных изменение госрасходов и отношение госрасходов к ВВП так же как и в предыдущих моделях не отвергается на всех разумных уровнях значимости. Что объясняется тем, что в предвещающие кризис периоды правительства могут тратить много, однако во время кризиса, наоборот, начинают экономить. Тем не менее, следуя макроэкономической логике, страны должны увеличивать госрасходы для выхода из кризиса, кроме того изменение госрасходов – это крайне волатильный показатель. Более того, ситуация с госрасходами и их отношением к долгу сильно отличается для многих кризисных стран, так, например, в

Испании госрасходы финансируются в основном за счет прибыли от налоговых сборов с операций с недвижимостью, а в Греции за счет увлечения долга. Поэтому в целом переменные оказываются незначимы.

Таблица 4. Панельная регрессия logit с случайными эффектами (3 переменные)

Источник: расчеты автора, Stata/SE 12.0

Log likelihood = **-38.113451**      Wald chi2(3) = **36.14**  
 Prob > chi2 = **0.0000**

prob	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
unempl	.6067668	.140123	4.33	0.000	.3321307	.8814029
debtgdp	.0596035	.0232502	2.56	0.010	.0140339	.1051731
consconf	-.080715	.0384041	-2.10	0.036	-.1559856	-.0054444
_cons	-17.61828	2.861941	-6.16	0.000	-23.22758	-12.00898
/lnsig2u	.7845254	.8232607			-.8290359	2.398087
sigma_u	1.480327	.6093473			.6606587	3.316942
rho	.3997943	.1975487			.117131	.7698101

Likelihood-ratio test of rho=0: **chibar2(01) = 11.50** Prob >= chibar2 = **0.000**

Таким образом, мы пришли к следующей модели из 3-х переменных. Все переменные оказались значимы на 5%-ом уровне, как и регрессия в целом. Значения теста на отношение правдоподобия для этой модели выше, чем для предыдущей, - значит данная модель предпочтительна.

Результаты оказались крайне логичны, так модель верно предсказывает, что взаимосвязь между вероятностью кризиса негативна для уровня уверенности потребителей и положительна для безработицы и отношения долга к ВВП.

Далее перейдем к построению probit модели. Мы ожидаем схожих с logit моделью результатов, так как Dougherty отмечает, что в целом probit и logit анализ дают близкие значения предельных эффектов каждой из переменных, особенно при высокой вариации наблюдении внутри выборки (Dougherty, 2002).

Таблица 5. Панельная регрессия probit с случайными эффектами

Источник: расчеты автора, Stata/SE 12.0

Log likelihood = **-36.021584** Wald chi2(11) = **44.03**  
 Prob > chi2 = **0.0000**

prob	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dcpi	.0215358	.1769115	0.12	0.903	-.3252044	.3682759
dgdg	.074534	.0788032	0.95	0.344	-.0799175	.2289854
unempl	.3161735	.0714157	4.43	0.000	.1762013	.4561458
dm1	-.0143198	.0636824	-0.22	0.822	-.1391352	.1104955
dgexp	-.012769	.009891	-1.29	0.197	-.032155	.006617
gexpgdp	.0455028	.0554597	0.82	0.412	-.0631963	.1542019
ddebt	-.0103671	.057817	-0.18	0.858	-.1236864	.1029522
debtgdp	.0277761	.0144109	1.93	0.054	-.0004688	.0560211
dstocks	.0030723	.0145639	0.21	0.833	-.0254725	.031617
dcurracc	.0002757	.0004758	0.58	0.562	-.0006568	.0012082
consconf	-.0474477	.0218286	-2.17	0.030	-.090231	-.0046645
_cons	-11.31144	2.855118	-3.96	0.000	-16.90737	-5.715507
/lnsig2u	-.3916249	.912236			-2.179575	1.396325
sigma_u	.8221664	.3750049			.336288	2.010055
rho	.4033262	.2195334			.1015998	.8016

Likelihood-ratio test of rho=0: **chibar2(01) = 6.02** Prob >= chibar2 = **0.007**

В действительности, значимость переменных близка к результатам logit модели. Но значения тестов Вальда и отношения правдоподобия для данной модели выше, чем для logit модели с 11-ю показателями, поэтому данная регрессия предпочтительнее.

Далее последовательно исключая незначимые переменные из модели мы получили следующую регрессию из 3-х переменных:

Таблица 5. Панельная регрессия probit с случайными эффектами (3 переменные)

Источник: расчеты автора, Stata/SE 12.0

Log likelihood = **-38.233788**      Wald chi2(3) = **46.35**  
 Prob > chi2 = **0.0000**

prob	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
unempl	.2986195	.0654497	4.56	0.000	.1703404	.4268986
debtgdp	.0327922	.011074	2.96	0.003	.0110877	.0544968
consconf	-.0396321	.018263	-2.17	0.030	-.075427	-.0038372
_cons	-9.120234	1.319544	-6.91	0.000	-11.70649	-6.533976
<hr/>						
/lnsig2u	-.4620418	.775669			-1.982325	1.058241
<hr/>						
sigma_u	.7937229	.3078331			.371145	1.697439
rho	.3865016	.1839252			.1210712	.7423543

Likelihood-ratio test of rho=0: **chibar2(01) = 13.74** Prob >= chibar2 = **0.000**

Модель probit, как и logit модель, устанавливает, положительную связь между вероятностью кризиса и уровнем безработицы, отношением долга к ВВП. В то же время, зависимость между вероятностью кризиса и уровнем уверенности потребителей негативна, как и в случае с logit моделью. Значимость переменных находится на одном уровне для обеих моделей, однако значения тестов Вальда и отношения правдоподобия для модели probit выше, чем для аналогичной logit модели, поэтому данная регрессия более предпочтительна.

Исходя из результатов данного анализа, в дальнейшем сравнении параметрических и непараметрических моделей мы будем использовать панельную probit регрессию с 3 переменными: уровнем безработицы, отношением долга к ВВП, уровнем уверенности потребителей.

## ГЛАВА 4 НЕПАРАМЕТРИЧЕСКИЕ ОЦЕНКИ ВЕРОЯТНОСТИ КРИЗИСА

На данном этапе перейдем к построению непараметрических оценок, отличие которых от параметрических, как отмечалось ранее, состоит в методе расчета, основанном на сравнении с ранговыми или критическими показателями.

Впервые процедура вычисления такой оценки для вероятности возникновения кризиса была предложена в работе Kaminsky G., Lizondo S., и Reinhart C. в 1998 году. Опишем данную процедуру.

### 4.1. ОПИСАНИЕ ПРОЦЕДУРЫ ОЦЕНКИ

Основываясь на определенном условии, значения 1 и 0 присваиваются вероятности кризиса в период времени  $t+i$  (1 при наблюдении кризисной ситуации, 0 – иначе). Далее для каждого из индикаторов подсчитывается критическое значение, при котором максимизируется эффективность показателя. Для более подробного описания данной операции воспользуемся матрицей:

*Таблица 6. Эффективность показателей*

*Источник: Kaminsky G., Lizondo S., и Reinhart C., 1998*

	Кризис в момент времени $t+i$ ( $prob_{t+i} = 1$ )	Нет кризиса в момент времени $t+i$ ( $prob_{t+i} = 0$ )
Индикатор X подает сигнал: $X_t < Z$	$A_t$	$B_t$
Индикатор не подает сигнал $X_t \geq Z$	$C_t$	$D_t$

В терминах таблицы  $X$  – индикатор,  $X_t$  – значение индикатора в момент времени  $t$ ,  $prob_{t+i}$  – оцененная дискретная вероятность кризиса в периоде  $t+i$ . В таблице приведены условия присваивания значений 1 или 0 переменным  $A$ ,  $B$ ,

C, D в случае, если ожидаема негативная взаимосвязь между изменением параметра X и вероятностью кризиса (например, при изменении ВВП). В случае ожидания положительной взаимосвязи (например, при изменении долга к ВВП в условиях долгового кризиса), знаки условий меняются на обратные. Сигналы A и D считаются «хорошими», так как верно предсказывают наступление или, наоборот, отсутствие кризиса в последующем периоде. В то же время сигналы B и C считаются «плохими» (или еще называются шумом) по обратной причине.

Далее, вычисляя отношение сумм плохих (noise = N) и хороших (signal = S) сигналов за все периоды:

$$N/S = \frac{\Sigma B_t / (\Sigma B_t + \Sigma D_t)}{\Sigma A_t / (\Sigma A_t + \Sigma C_t)}$$

методом GRID поиска, мы выбираем, соответственно, такое значение Z, при котором N/S минимально, то есть оценка индикатора наиболее эффективна.

Однако, как показывает практика, такой способ выбора критического значения оказывается не всегда подходящим, так как при достаточно различной выборке, в которой лишь некоторые страны сильно подвержены кризису, оптимизация описанным выше способом приводит к крайне высокому абсолютному значению Z. Это, в свою очередь, означает, что индикатор верно определяет ситуации, когда мы не наблюдаем кризиса, но, в то же время, не чувствителен к предкризисным положениям (Приложение 2).

Для решения этой проблемы Bussie`re M. и Fratzscher M. (2008) предлагают минимизировать следующую функцию потерь:

$$L = \theta \frac{\Sigma C_t}{\Sigma A_t + \Sigma C_t} + (1 - \theta) \frac{\Sigma B_t}{\Sigma B_t + \Sigma D_t}$$

где параметр  $\theta$  отвечает за чувствительность проводимой политики в отношении ошибки первого рода (когда индикатор не улавливает кризисную ситуацию). Так как зачастую цена ошибки первого рода более велика, чем цена



ошибки второго рода, то  $\theta$  предполагается равным больше 0.5. Однако авторы отмечают, что принятие антикризисных мер в не кризисные периоды также может быть опасным. В дополнение к этому Bussie`re M. и Fratzscher M. отмечают, что для тех случаев, когда окно подачи сигнала меньше, чем 12 месяцев (в нашем случае – 3 месяца), оптимальное  $\theta$  лежит в промежутке от 0 до 0.55. Alessi и Detken выяснили, что увеличение параметра  $\theta$ , то есть увеличение “стоимости” ошибки первого рода, ухудшает состоятельность финансовых индикаторов (коих в нашем списке большее количество), определив оптимальное значение показателя равным 0.4 при учетывании обоих типов ошибок (L. Alessi и C. Detken, 2011). Таким образом, для вычисления критической границы индикатора ( $Z$ ) мы будем использовать условие минимизации значения функции  $L$  с параметром чувствительности  $\theta = 0.4$ .

Состоятельность индикаторов вычисляется по следующим формулам:

$$P(C) = \frac{\Sigma A_t + \Sigma C_t}{\Sigma A_t + \Sigma B_t + \Sigma C_t + \Sigma D_t}$$

$$P(C|S) = \frac{\Sigma A_t}{\Sigma A_t + \Sigma B_t}$$

где  $P(C)$  – это безусловная вероятность кризиса, которую предсказывает индикатор, то есть отношение всех случаев, когда в периоде  $t+i$  наступил кризис, ко всем наблюдениям. В свою очередь  $P(C|S)$  - это условная вероятность кризиса, то есть отношение случаев, когда индикатор верно предсказал кризисную ситуацию, ко всем кризисным исходам, которые предвещает индикатор. Соответственно, чем выше разность между условной и безусловными вероятностями наступления кризиса, которые предсказывает индикатор, тем выше его состоятельность.

## 4.2. РЕЗУЛЬТАТЫ ОЦЕНКИ

В главе 1 нами были обозначены условия присвоения дискретной вероятности переменной  $prob_i$ , условия выбора временного лага ( $i = 1$ , то есть один квартал), а также обозначен набор оцениваемых индикаторов, которые, по нашему мнению, могут помочь нам в оценке вероятности возникновения кризиса. Основываясь на наших предположениях, мы рассчитали критические значения каждого из индикаторов, уровень отношения плохих и хороших сигналов, значения функции потерь, значения условной и безусловной вероятности, а также состоятельность индикаторов, основанную на разности двух последних показателей. Результаты представлены в таблице:

Таблица 7. Эффективность показателей

Источник: Расчеты автора

	<i>Z</i>	<i>A</i>	<i>B</i>	<i>C</i>	<i>D</i>	<i>L</i>	<i>N/S</i>	<i>PC</i>	<i>P(C/S)</i>	<i>Diff</i>
<i>unempl</i>	12.01	36	17	4	471	0.06	0.04	0.08	0.68	0.60
<i>debtgdp</i>	110.44	22	20	18	468	0.20	0.07	0.08	0.52	0.45
<i>consconf</i>	-36.80	24	29	16	459	0.20	0.10	0.08	0.45	0.38
<i>dstocks</i>	-28.07	2	4	38	484	0.38	0.16	0.08	0.33	0.26
<i>dgexp</i>	-21.65	8	28	32	460	0.35	0.29	0.08	0.22	0.15
<i>dgdpr</i>	-0.24	25	96	15	392	0.27	0.31	0.08	0.21	0.13
<i>dm1</i>	-0.64	25	111	15	377	0.29	0.36	0.08	0.18	0.11
<i>dcpi</i>	0.81	7	40	33	448	0.38	0.47	0.08	0.15	0.07
<i>gexpgdp</i>	50.69	20	126	20	362	0.35	0.52	0.08	0.14	0.06
<i>ddebt</i>	1.33	33	237	7	251	0.36	0.59	0.08	0.12	0.05

Заметим, что рассчитать значения показателей удалось для 10 из 11 параметров.

В работах по данной тематике также принято выбирать определенную границу показателя разности между условной и безусловной вероятностями для отличия состоятельных индикаторов. В среднем это значение лежит между 5%

и 15%. Установим границу в 15%. Тогда состоятельными окажутся 5 индикаторов. Индикаторами с наибольшей прогностической силой являются: уровень безработицы, отношение госдолга к ВВП, уровень уверенности потребителей, изменение рыночных индексов и госрасходов. Однако индикаторы изменения рыночных индексов и госрасходов крайне часто совершают ошибку первого рода, поэтому мы также исключим их из нашей модели оценки

Кроме определения состоятельности индикаторов, а, соответственно, важнейших индикаторов, мы заинтересованы в получении именно композитного индекса. В литературе встречается несколько типов композитных индексов:

$$I_t^1 = \sum_{j=1}^j S_t^j$$

$$I_t^2 = \sum_{j=1}^j S_{t-s,t}^j$$

$$I_t^3 = \sum_{j=1}^j S_t^j (S/N)_j$$

$$I_t^4 = \sum_{j=1}^j S_t^j (P(C|S) - P(C))_j$$

наиболее эффективными являются индексы  $I_t^3$  и  $I_t^4$ , ведь именно они, как можно отметить, учитывают прогностическую силу каждого из индикаторов в отдельности, так как включают показатели отношения сигналов к шуму или разницы между условной и безусловными вероятностями, соответственно. Мы воспользуемся индексом  $I_t^4$  в дальнейшем исследовании.

Так как мы заинтересованы в получении вероятностного значения, то необходимо описать процедуру перевода величины  $I_t^4$  в процентное значение:

- 1) в каждом периоде  $t$  мы рассчитываем значение индекса  $I_t^4$
- 2) для каждого периода мы считаем количество сигналов типа А и В
- 3) рассчитываем  $P(C|S) = \frac{\Sigma A_t}{\Sigma A_t + \Sigma B_t}$  – безусловную вероятность кризиса
- 4) ранжируем результаты

Выполнив описанную выше процедуру, мы получили следующую таблицу перевода величины индекса  $I_t^4$  в вероятностные значения:

Таблица 8. Перевод величины индекса  $I_t^4$  в вероятностные значения:

Источник: расчеты автора

$P(C S)$	$I_t^4$
100%	> 6.46
96%	6.44 - 6.46
95%	5.95 - 6.44
89%	4.76 - 5.95
82%	4.37 - 4.76
81%	3.83 - 4.37
67%	3.23 - 3.83
45%	1.54 - 3.23
25%	0.73 - 1.54
18%	0 - 0.73
0%	0

В следующей главе мы сравним два подхода к вычислению вероятности кризиса и попытаемся установить, является ли непараметрический подход в действительности более предпочтительным, как отмечается в научной литературе.

## ГЛАВА 5. СРАВНЕНИЕ МОДЕЛЕЙ

Ознакомившись с техниками построения вероятностных оценок и применив процедуры для оценки кризиса в еврозоне, мы считаем возможным, перейти, непосредственно к сопоставлению моделей. Анализ будет проводиться по следующим пунктам:

- предпосылки и сложности при построении
- сравнение значимых и незначимых переменных
- оценка на примере недавнего кризиса

### 5.1. ПРЕДПОСЫЛКИ И СЛОЖНОСТИ ПРИ ПОСТРОЕНИИ

Основные предпосылки, на которых базируются обе модели, такие как условие присвоения дискретной вероятности кризиса, выбор временного лага (динамики модели) и объясняющих переменных, определялись экзогенно, то есть независимо от типа оценки. В ходе построения выяснилось, что непараметрическая модель рассчитывает состоятельность каждого из показателей в отдельности, то есть не улавливает возможной взаимосвязи между ними, которая, в конечном счете, может оказать влияние на переоценку или недооценку итогового показателя вероятности кризиса. В свою очередь, подобный эффект может уловить параметрическая модель, исключая из которой незначимые переменные можно избавиться от подобного влияния показателей друг на друга (так как группа или один из них в итоге окажутся незначимы).

При оценке параметрической регрессии основная проблема, с которой мы столкнулись, - это выбор типа эффектов – фиксированного или случайного. Однако, обращение к литературным источникам, а так же проведение соответствующих тестов отношения правдоподобия, позволили выяснить, что модель со случайными эффектами предпочтительна. Таким образом, данный пункт построения мы не считаем проблемным, так как он разрешается проведением тестов.

В случае непараметрической оценки – основная возникшая проблема была связана с выбором функции минимизации ошибок параметров. Ориентируясь на работы по заданной тематике, мы выбрали оптимальную функцию минимизации ошибок, однако отметили, что изменение параметров чувствительности данной функции крайне сильно влияет на оценку регрессоров. В этом смысле непараметрический анализ является в некоторой степени необъективным.

Кроме того, провести непараметрический анализ оказалось сложнее в техническом смысле, в связи с отсутствием программ для подобного моделирования - это потребовало написания алгоритма в среде *c#* для определения критической границ каждого из индикаторов.

В заключение надо отметить, что непараметрический анализ не предполагает вычисление именно вероятности кризиса. Подобную оценку можно получить, лишь рассчитав, соответствующий индикатор, которых существует несколько видов. Следовательно, сама полученная оценка может зависеть и от выбора индикатора, что также снижает объективность модели.

На наш взгляд, непараметрический анализ является более сложным при оценке вероятности кризисов в техническом плане и менее объективным в отношении предпосылок, на которых базируется. Данное заключение идет вразрез с доводами исследователей, применявших данный подход на ранних этапах развития подобных оценок (Kaminsky, Lizondo и Reinhart, 1998 г.). Различие в полученных выводах может быть объяснено тем фактом, что в расчетах нашей модели мы применяли относительно недавние техники (Bussie`re и Fratzscher, 2008 г.; Alessi и Detken, 2011 г.). Тем не менее, наш вывод подтверждает результаты работ, в которых сравнивались параметрические и непараметрические оценки в целом (Racine, 2008 г.; Creel, 2008 г.).

## 5.2. СРАВНЕНИЕ ЗНАЧИМЫХ И НЕЗНАЧИМЫХ ПЕРЕМЕННЫХ

Обе модели сходятся в определении наиболее значимых переменных: уровня безработицы, уверенности потребителей и отношения долга к ВВП. Данные выводы полностью соответствуют тем, что мы почерпнули из научной литературы: при правильной спецификации параметрической модели результаты обеих оценок (параметрической и непараметрической) должны быть схожи (Alessi и Detken, 2011 г.).

Таким образом, мы пришли к выводу, что построение обоих типов оценок позволяет определить правильность спецификации моделей, что мы считаем важным результатом нашей работы.

Кроме того, в целом результаты совпадают и с выводами научных работ о значимости переменных: отношения госдолга к ВВП, уровня уверенности потребителей и уровня безработицы для оценки вероятности кризиса.

Так же мы пришли к примечательному заключению. В работах, в которых применялся непараметрический подход, одной из основных причин выбора в пользу такого анализа служило предположение о том, что параметрические оценки не позволяют ранжировать объясняющие переменные по степени их значимости, так как предполагают либо значимость, либо незначимость переменных. Однако наблюдая за результатами z-тестов, мы обнаружили, что их соотношение полностью соответствует тому, что предсказывает прогностическая сила, выраженная как разность между условной и безусловной вероятностями возникновения кризиса, в непараметрической оценке.

## 5.3. ОЦЕНКА МОДЕЛЕЙ НА ПРИМЕРЕ НЕДАВНЕГО КРИЗИСА

Основной целью нашей работы являлось выяснение ценности теоретического знания. Поэтому необходимо проверить работоспособность наших моделей на примере недавнего кризиса.

Таким примером послужит кризис на Кипре в первом квартала 2013 г. Между тем, подчеркнем, что этот пример не является идеальным, по следующим причинам. Во-первых, Кипр вступил в зону евро только в 2007 г., а наша модель построена на данных с первого квартала 2001 г. Во-вторых, кризис на Кипре считается банковским, следовательно, объясняющие переменные для данного типа кризиса в целом будут отличаться, от объясняющих переменных долгового кризиса. Тем не менее, полагаем, что в какой-то мере, предпосылками наступления кризиса на Кипре также послужило снижение рейтингов, списание долговых обязательств Греции, рост собственных долговых обязательств и неспособность государства покрыть госрасходы. Иначе говоря, наши модели могли частично предсказать наступление кризиса на Кипре в первом квартала 2013 г. Обратимся к оценкам.

Обе модели предсказывают вероятность наступления кризиса на Кипре с третьего квартала 2012 г. по первый квартал 2013 г. в 67%, 91%, 99% соответственно. Значит можно сделать вывод о реальной работоспособности построенных нами моделей и ценности их для общества, так как, обладая подобным инструментальным аппаратом, правительства могут заблаговременно (в случае Кипра можно было наблюдать превышение планки в 90% вероятности за 2 квартала до кризиса) принять меры по ослаблению кризисной ситуации.

Стоит отметить, что подобные действия были предприняты правительством Кипра как раз за 2 квартала до наступления кризиса. Кипр попросил «Евротройку» (Франция, Германия, Англия) предоставить кредит в размере 17 млрд. евро. Однако из-за затянувшихся переговоров вовремя выйти из кризисного положения не удалось.

Это означает, что существуют пути для улучшения наших моделей и развития темы, например, включение институциональных переменных, да и вообще увеличение списка возможных регрессоров. Кроме того, продолжение нашей работы мы видим в разработке новых индикаторов присвоения вероятности кризиса (например, в литературе встречаются многоэтапные – multi-stage – индикаторы, когда вероятности возникновения кризиса



присваиваются значения 0, 1, 2 в зависимости от серьезности кризиса и превышения нескольких критических значений (Manasse и Roubini, 2008 г.).

Следует обратить внимание также на развитие функций минимизации ошибок регрессоров для непараметрических моделей и на построение динамических оценок.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В ходе проведенного анализа нами были построены параметрические и непараметрические оценки вероятности кризисов на основе квартальных данных для 11 стран - первых членов еврозоны - с начала 2001 по конец 2012 г.

Оба типа моделей привели к схожим результатам, что полностью подтверждает выводы, встречающиеся в научной литературе: при правильной спецификации параметрической модели результаты обеих оценок (параметрической и непараметрической) должны быть схожи (Alessi и Detken, 2011 г.).

Наиболее значимыми показателями оказались: уровень безработицы, уровень уверенности потребителей и отношение госдолга к ВВП, что мы считаем крайне логичным выводом, так как изначально была ожидаема негативная зависимость между вероятностью кризиса и увеличением индекса уверенности потребителей и положительная связь между значением объясняемой переменной и уровнем безработицы, отношением долга к ВВП. Эти же переменные оказались значимы в наиболее релевантном изучении данной темы при помощи исключительно непараметрических моделей, проведенном Knedlik и von Schweinitz (2011 г.).

Следующей целью нашего исследования было выяснить, построение какой оценки является предпочтительным. Так как обе модели приводят к схожим результатам, то критерием для выбора выступила сложность и предпосылки построения.

Оказалось, что построение непараметрической модели является более сложным в техническом плане, ввиду отсутствия программ для его проведения. В этой связи был специально написан алгоритм в среде `C#`. Более того, при построении параметрической модели пришлось столкнуться с определением предпосылок, которые сильно влияли на результат. С этой точки зрения непараметрическая модель является более сложной, что подтверждается в работах Racine (2008 г.) и Creel (2008 г.). Тем не менее, мы пришли к выводу,

что исследователям рекомендуется строить оба типа оценок, потому что это позволит контролировать правильность спецификации и построения модели, поскольку оценки в итоге должны быть схожи.

Однако главной целью исследования было определить ценность полученного в процессе обучения знания. Для этого построенные модели были применены для оценки вероятности кризиса на Кипре в первом квартале 2013 г. Обе модели предсказали вероятность наступления кризиса на Кипре с третьего квартала 2012 г. по первый квартал 2013 г. в 67%, 91%, 99% соответственно, что говорит о работоспособности наших моделей и полезности их для общества. Обладая подобной моделью оценок, правительства могли бы заранее проводить антикризисную политику.

Стоит отметить, что подобные действия были предприняты правительством Кипра, за 2 квартала до наступления кризиса. Однако из-за затянувшихся переговоров по предоставлению финансовой помощи вовремя выйти из кризисного положения не удалось.

Это означает, что существуют пути для усовершенствования наших моделей и продолжения темы. Например, включение институциональных переменных, увеличение списка возможных регрессоров, разработка новых индикаторов присвоения вероятности кризиса. Следует обратить внимание также на развитие функций минимизации ошибок регрессоров для непараметрических моделей и на построение динамических оценок.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Магнус Я. Р., Катышев П. К., Пересецкий А. А.. Эконометрика. М.: Дело, 2004, с. 576
2. Трунин П.В., Каменских М.В.. Мониторинг финансовой стабильности в развивающихся экономиках (на примере России). Научные труды, Институт экономики переходного периода, No 111, 2007
3. Улюкаев А.В., Трунин П.В.. Применение сигнального подхода к разработке индикаторов — предвестников финансовой нестабильности в РФ. Экономика переходного периода Часть 2. Сборник избранных работ. 2003—2009, М.: Издательство «Дело», АНХ, 2010, с. 100-109
4. Alessi L., Detken C.. Quasi real time early warning indicators for costly asset price boom/bust cycles: A role for global liquidity. *European Journal of Political Economy* 27, 2011, p. 520–533
5. Akerlof G. A.. The Market for 'Lemons': Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *Quarterly Journal of Economics*, The MIT Press, 84 (3), 1970, p. 488–500
6. Allison P.D.. *Fixed Effects Regression Models (Quantitative Applications in the Social Sciences)*. Sage Publications, 2009
7. Babecky J., Havranek T., Mateju M., Rusnak M., Smidkova K., Vasícek B.. Banking, Debt and Currency Crises: Early Warning Indicators for Developed Countries. ECB Working Paper No. 1485, 2011
8. Bucevska V.. An analysis of financial crisis by an early warning system model: The case of the EU candidate countries. *BEH - Business and Economic Horizons*, Volume 4, Issue 1, 2011, p. 13-26
9. Bussie`re M., Fratzscher M.. Low probability, high impact: Policy making and extreme events. *Journal of Policy Modeling* 30, 2008, p. 111–121
10. Creel M.. Some possible pitfalls of parametric inference. *Quantile*, No.4, 2008, p. 1–6
11. Daugherty C.. *Introduction to Econometrics*, 2nd Edition. Oxford University Press, 2002.
12. De Santis R.A.. The Euro Area Sovereign Debt Crisis: Safe Haven, Credit Rating Agencies and the Spread of the Fever from Greece, Ireland and Portugal. ECB Working paper series, No 1419, 2012

13. Fisher I.. The Debt-Deflation Theory of Great Depressions. *Econometrica* 1 (4), 1933, p. 337-357
14. Getler M.. Financial structure and aggregate economic activity: an overview. *Journal of Money Credit and Banking* 20, Part 2, 1988, p. 559- 588
15. Kaminsky G., Lizondo S., and Reinhart C.. Leading Indicators of Currency Crisis . *A quarterly journal of the IMF*, Volume 45, March, 1998 p. 1-48
16. Kaminsky G., Reinhart C.. The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems. *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 89 (3), 1999, p. 473-500
17. Kindleberger C.P.. *Manias, Panics and Crashes*. MacMilan, London, 1978
18. Knedlik T., Scheufele R.. Forecasting Currency Crises: Which Methods signaled the South African Crisis of June 2006? *South African Journal of Economics* 76 (3), 2008, p. 367–383
19. Knedlik T., von Schweinitz G.. *Macroeconomic Imbalances as Indicators for Debt Crises in Europa*. IWH Discussion Papers 12, 2011
20. Levin, A., C.-F. Lin, and C.-S. J. Chu Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics* 108, 2002, p. 1–24
21. Minsky H.P.. *Financial Stability Revisited: The Economics of Disaster*. In: Board of Governors of the Federal Reserve System, *Reappraisal of the Federal Reserve Discount Mechanism*, vol.3, Washington, D.C., 1972, p. 95-136
22. Mishkin F.S.. *Anatomy of Financial Crisis*. *Journal of Evolutionary Economics*
23. Volume 2, Issue 2, 1992, p. 115-130
24. Mody A., Damiano Sandri D.. *The Eurozone Crisis: How Banks and Sovereigns Came to be Joined at the Hip*. IMF Working Paper, European Department, 2008
25. Racine, J. S.. *Nonparametric econometrics: a primer*. *Quantile*, No.4, 2008, p. 7–56.
26. Williams R.. *Panel Data 4: Fixed Effects vs Random Effects Models*, 2012
27. Williams R.. *Using Stata for One-Way Analysis of Variance*, 2004
28. ECB Statistical Data Warehouse // <http://sdw.ecb.europa.eu/home.do>
29. Business and Consumer Surveys - European Commission // [http://ec.europa.eu/economy\\_finance/db\\_indicators/surveys/](http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/)
30. OECD Statistics // <http://stats.oecd.org>
31. Trading economics statistics // <http://www.tradingeconomics.com>

## ПРИЛОЖЕНИЕ 2. ТЕСТ НА НАЛИЧИЕ ЕДИНИЧНЫХ КОРНЕЙ В ДАННЫХ

**. xtunitroot llc dcpi, trend**

Levin-Lin-Chu unit-root test for **dcpi**

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	<b>11</b>
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	<b>48</b>

AR parameter: <b>Common</b>	Asymptotics: <b>N/T -&gt; 0</b>
Panel means: <b>Included</b>	
Time trend: <b>Included</b>	

ADF regressions: **1** lag

LR variance: **Bartlett** kernel, **11.00** lags average (chosen by **LLC**)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	<b>-10.9857</b>	
Adjusted t*	<b>-6.2729</b>	<b>0.0000</b>

**. xtunitroot llc dgdg, trend**

Levin-Lin-Chu unit-root test for **dgdg**

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	<b>11</b>
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	<b>48</b>

AR parameter: <b>Common</b>	Asymptotics: <b>N/T -&gt; 0</b>
Panel means: <b>Included</b>	
Time trend: <b>Included</b>	

ADF regressions: **1** lag

LR variance: **Bartlett** kernel, **11.00** lags average (chosen by **LLC**)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	<b>-14.9556</b>	
Adjusted t*	<b>-10.6614</b>	<b>0.0000</b>

. xtunitroot llc dm1, trend

Levin-Lin-Chu unit-root test for **dm1**

Ho: Panels contain unit roots                      Number of panels =     **11**  
Ha: Panels are stationary                            Number of periods =    **48**

AR parameter: **Common**                            Asymptotics: N/T -> **0**  
Panel means: **Included**  
Time trend: **Included**

ADF regressions: **1** lag  
LR variance: **Bartlett** kernel, **11.00** lags average (chosen by **LLC**)

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	<b>-16.4689</b>	
Adjusted t*	<b>-7.0903</b>	<b>0.0000</b>

---

. xtunitroot llc ddebt, trend

Levin-Lin-Chu unit-root test for **ddebt**

Ho: Panels contain unit roots                      Number of panels =     **11**  
Ha: Panels are stationary                            Number of periods =    **48**

AR parameter: **Common**                            Asymptotics: N/T -> **0**  
Panel means: **Included**  
Time trend: **Included**

ADF regressions: **1** lag  
LR variance: **Bartlett** kernel, **11.00** lags average (chosen by **LLC**)

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	<b>-18.4896</b>	
Adjusted t*	<b>-12.5051</b>	<b>0.0000</b>

---

. . xtunitroot llc dstocks, trend

Levin-Lin-Chu unit-root test for **dstocks**

Ho: Panels contain unit roots                      Number of panels =     **11**  
Ha: Panels are stationary                         Number of periods =    **48**

AR parameter: **Common**                             Asymptotics: N/T -> **0**  
Panel means: **Included**  
Time trend: **Included**

ADF regressions: **1** lag

LR variance:     **Bartlett** kernel, **11.00** lags average (chosen by **LLC**)

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	<b>-14.2356</b>	
Adjusted t*	<b>-8.1100</b>	<b>0.0000</b>

---

. xtunitroot llc dcurracc, trend

Levin-Lin-Chu unit-root test for **dcurracc**

Ho: Panels contain unit roots                      Number of panels =     **11**  
Ha: Panels are stationary                         Number of periods =    **48**

AR parameter: **Common**                             Asymptotics: N/T -> **0**  
Panel means: **Included**  
Time trend: **Included**

ADF regressions: **1** lag

LR variance:     **Bartlett** kernel, **11.00** lags average (chosen by **LLC**)

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	<b>-16.3163</b>	
Adjusted t*	<b>-7.4957</b>	<b>0.0000</b>

---



. xtunitroot llc consconf, trend

Levin-Lin-Chu unit-root test for **consconf**

---

Ho: Panels contain unit roots                      Number of panels =     **11**  
Ha: Panels are stationary                         Number of periods =    **48**

AR parameter: **Common**                           Asymptotics: N/T -> **0**

Panel means: **Included**

Time trend: **Included**

ADF regressions: **1** lag

LR variance:     **Bartlett** kernel, **11.00** lags average (chosen by LLC)

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	<b>-9.3799</b>	
Adjusted t*	<b>-2.9872</b>	<b>0.0014</b>

---

ПРИЛОЖЕНИЕ 2. ОЦЕНКА КРИТИЧЕСКИХ ПАРАМЕТРОВ ПРИ  
ИСПОЛЬЗОВАНИИ ФУНКЦИИ N/S

	крит. знач	A	B	C	D	
dсpi	-2.6633		1	1	39	487
dgdp	-10.12		1	0	39	488
dml	-9.92		1	1	39	487
dgexp	-42.8		1	0	39	488