

**Федеральное государственное бюджетное образовательное  
учреждение высшего образования  
«РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА  
И ГОСУДАРСТВЕННОЙ СЛУЖБЫ  
ПРИ ПРЕЗИДЕНТЕ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ»**

**Зубарев А.В., Рыбак К.С.**

**Панельный межстрановой анализ степени взаимосвязи  
внутренних сбережений и инвестиций**

**Москва 2020**

**Аннотация.** Систематизированы теоретические и эмпирические работы по мобильности капитала, характеризующие взаимосвязь сбережений и инвестиций. Проведены собственные эконометрические расчеты взаимосвязи сбережений и инвестиций на выборке стран ОЭСР, развивающихся стран, стран с высокой зависимостью от экспорта углеводородов. В целом, результаты эмпирического анализа свидетельствуют об увеличении мобильности капитала с течением времени, однако после мирового финансового кризиса мобильность капитала опять снизилась. Большая мобильность капитала характерна для развивающихся стран и стран с высокой зависимостью от углеводородов. Также в работе систематизированы теоретические и эмпирические работы по выявлению роли неопределенности в динамике макроэкономических показателей. На базе оценок на межстрановых данных было получено, что волатильность условий торговли отрицательно влияет на темпы экономического роста.

Ключевые слова: сбережения, инвестиции, парадокс Фельдштейна—Хориоки, страны-экспортеры углеводородов

Зубарев А.В., старший научный сотрудник лаборатории математического моделирования экономических процессов ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Рыбак К.С., младший научный сотрудник лаборатории математического моделирования экономических процессов ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Данная работа подготовлена на основе материалов научно-исследовательской работы, выполненной в соответствии с Государственным заданием РАНХиГС при Президенте Российской Федерации на 2019 год.

# СОДЕРЖАНИЕ

ВВЕДЕНИЕ.....	5
1 Обзор отечественного и зарубежного опыта по моделированию взаимосвязи сбережений с инвестициями.....	7
1.1 Обзор работ по тестированию гипотезы о наличии мобильности капитала.....	7
1.2 Обзор теоретических работ, посвященных проблематике мобильности капитала.....	13
1.3 Обзор работ по выявлению факторов, определяющих степень взаимосвязи сбережений и инвестиций.....	17
2 Анализ ключевых особенностей динамики инвестиций и сбережений.....	20
3 Эконометрический анализ взаимосвязи сбережений и инвестиций.....	35
3.1 Эконометрический анализ взаимосвязи сбережений и инвестиций по наиболее полной выборке стран с доступными статистическими данными.....	37
3.2 Эконометрический анализ в разрезе стран экспортеров углеводородов.....	48
3.3 Анализ на стабильность во времени параметров степени взаимосвязи инвестиций со сбережениями.....	52
ЗАКЛЮЧЕНИЕ.....	75
СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ.....	77

## ВВЕДЕНИЕ

Мобильность капитала давно вызывает оживлённую дискуссию в экономической литературе. Со времён пионерской работы Фельдштейна и Хориоки [1] многие исследователи пытаются понять, действительно ли капитал в виде инвестиционных потоков достаточно мобилен в рамках мировой экономики, либо же действительно существуют барьеры, препятствующие свободному и оптимальному движению капитальных потоков.

Несмотря на существенную открытость многих экономик, доступ на мировые финансовые рынки, ускорение и упрощение финансовых транзакций, существуют некоторые факторы, препятствующие абсолютно свободному движению капитала в рамках мировой экономики. Сюда можно отнести, в первую очередь, информационную асимметрию, при которой зарубежные инвесторы не всегда желают вкладывать средства в далёкую от себя экономику в информационном плане, так как оценка инвестиционного проекта весьма затруднена. Также стоит упомянуть различные торговые барьеры и политические риски, способные отпугивать потенциальных инвесторов.

Однако есть и иной взгляд данный вопрос, говорящий о том, что корреляция сбережений и инвестиций никак не противоречит мобильности капитала. В качестве аргументов здесь используются, например, некоторые общие движущие силы, приводящие к сонаправленному движению сбережений и инвестиций. Как правило, это различно рода шоки производительности.

В данной работе мы попытаемся исследовать корреляцию сбережений и инвестиций в различных группах стран и изменение её динамики со временем. Важной особенностью данной работы является изучение данного вопроса для группы стран-экспортёров сырья, куда, очевидно, входит и Россия. Эта группа в большой степени подвержена шокам внешней конъюнктуры мирового рынка, что может оказывать специфическое влияние на динамику сбережений и инвестиций.

Основная цель исследования: протестировать наличие взаимосвязи между внутренними сбережениями и инвестициями для стран-экспортеров углеводородов и выявить факторы, определяющие степень корреляции данных показателей; в

частности, оценить динамику мобильности капитала в России до и после введения санкций.

Основные фундаментальные и прикладные задачи, решаемые в рамках исследования:

- Обзор отечественного и зарубежного опыта по оценке взаимосвязи сбережений с инвестициями, по тестированию гипотезы о наличии мобильности капитала; обзор теоретических работ, посвященных данной проблематике;
- Анализ и подготовка статистических данных для эмпирического исследования;
- Эконометрический анализ взаимосвязи сбережений и инвестиций по выборке стран экспортеров углеводородов;
- Выявление факторов, определяющих степень взаимосвязи сбережений и инвестиций по выборке стран экспортеров углеводородов;
- Оценка роли ключевых каналов трансмиссии фундаментальных экономических шоков, влияющих на показатели сбережений стран-экспортеров углеводородов; сопоставление торгового и стоимостного каналов изменения динамики чистых иностранных активов для группы стран.

# 1 Обзор отечественного и зарубежного опыта по моделированию взаимосвязи сбережений с инвестициями

## 1.1 Обзор работ по тестированию гипотезы о наличии мобильности капитала

В основополагающей работе Фельдштейна и Хориоки [1] авторы исследуют взаимосвязь между нормами сбережений и инвестиций, используя кросс-секционные данные по шестнадцати странам ОЭСР. Они выдвинули гипотезу, что взаимосвязь между инвестициями и сбережениями может являться мерой мобильности капитала. При совершенной мобильности капитала инвестиции могут быть профинансированы за счёт зарубежных сбережений, что подразумевает низкую корреляцию между сбережениями и инвестициями. Однако если корреляция отлична от нуля и высока, то капитал немобилен. Именно такую ситуацию и обнаружили М. Фельдштейн и Ч. Хориока, используя средние за период с 1960 по 1974 года отношения инвестиций и сбережений к ВВП. В работе оценивается уравнение вида:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_i, \quad (1)$$

где  $\left(\frac{I}{Y}\right)_i$  - отношение валовых инвестиций к валовому продукту для страны  $i$ ,

а  $\left(\frac{S}{Y}\right)_i$  - соответствующее отношение валовых сбережений к ВВП. Авторы

получили значимое значение коэффициента бета (далее FN-коэффициент) 0.887. Оценивая уравнение на вложенных пятилетних промежутках, авторы также получили высокие значимые значения этого коэффициента: 0.909, 0.872, 0.871. Стоит отметить, что все значения оценок, будучи значимо отличимыми от нуля, являются незначимо отличимыми от единицы.

Работа Фельдштейна и Хориоки повлекла за собой волну работ, оспаривающих или улучшающих результаты авторов, при этом они, в основном,

разделяются на два направления: одни работы ставят под вопрос возможность использования корреляции между инвестициями и сбережениями как меры мобильности капитала; другие работы поддерживают подобную интерпретацию результатов, однако подвергают сомнению методы, использованные при оценке мобильности капитала с эконометрической точки зрения.

Одной из первых работ, подвергающих интерпретацию Фельдштейна и Хориоки [1] критике, является статья Мёрфи [2], в которой указывается на то, что эндогенная природа сбережений и инвестиций не позволяет трактовать коэффициент  $\beta$  в уравнении (1) как меру мобильности капитала. Автор утверждает, что в зависимости от взаимосвязи между влиянием экзогенных шоков на сбережения и инвестиции FN-коэффициент может принимать любые значения, а попытки Фельдштейна и Хориоки избежать влияния шоков путем усреднения данных на пятилетних промежутках являются недостаточными. Особое внимание Мёрфи [2] уделяет размеру стран. Похожий вопрос также был рассмотрен в работе Харбергера [3], который предполагает, что FN-коэффициент будет расти с увеличением наблюдаемых объектов: города, области, страны. В поддержку своей теории Мёрфи [2] проверяет модель вида (1) для 17 стран ОЭСР. При этом он разделяет страны на «маленькие» и «большие» по доле ВВП в суммарном ВВП стран ОЭСР. Для семи «больших» стран значения коэффициента составляет 0.98, для десяти «маленьких» стран – 0.59, оба коэффициента значимы на 5% уровне значимости. Таким образом, автор показывает, что, рассматривая уравнение Фельдштейна и Хориоки (1), мы получаем не тест на мобильность капитала, а совместный тест на размер экономики и мобильность капитала. Для большей наглядности Мёрфи также приводит регрессию для 143 компаний США используя «показатели, аналогичные доле сбережений и инвестиций для стран» и вновь обнаруживает разрыв в значениях коэффициента для крупных и маленьких компаний. Помимо этого, значения оценённых коэффициентов получаются значимо отличимыми от нуля и незначимо от единицы, что не позволяет отвергнуть гипотезу автора о невозможности использования коэффициента как меры мобильности капитала, так как компании ведут свою деятельность в среде с высокой мобильностью капитала.

К первому направлению работ также можно отнести работу Бакстера и Кручини [4], где авторы в рамках предпосылки о совершенной мобильности капитала показывают, что высокая положительная корреляция между сбережениями естественно возникает в односекторной стохастической модели общего равновесия. Более того, варьируя размеры экономик двух стран модели, а также другие параметры, авторы приходят к выводу о том, что получение корреляции между нормами сбережений и инвестиций сильно отличимой от единицы является практически невозможной задачей.

В работе Коакли, Куласи и Смита [5] авторы указывают на то, что многие неоклассические модели роста и бизнес циклов подразумевают тесное взаимоотношение домашних сбережений и инвестиций даже при частичной или совершенной мобильности капитала. Отвергая гипотезу единичного корня лишь для одного ряда сбережений и четырёх рядов инвестиций из 23 стран ОЭСР, авторы также предполагают, что FN-коэффициент является ничем иным, как статистическим артефактом, возникающим в результате интегрированности (нестационарности) рядов сбережений и инвестиций.

Такого же взгляда придерживается и Дженсен в работе [6], где утверждается, что любые попытки оценки модели формы (1), предложенной Фельдштейном и Хориокой, всегда будут приводить к FN-коэффициенту, значимо близкому к единице. С увеличением количества стран в выборке коэффициент будет стремиться к единице, однако большинство исследований на эту тему используют 16-23 страны ОЭСР. Задаваясь вопросом поведения модели (1) на малых выборках в случае нестационарных, но коинтегрированных рядов, авторы генерируют 250 датасетов сбережений и инвестиций для промежутка, эквивалентного сорока годам, основываясь на различных значениях FN-коэффициента и коэффициента гамма, отвечающего за наличие коинтеграции сгенерированных рядов ( $\gamma=0$  означает отсутствие коинтеграции). Оценивая модель (1) на 10-летних промежутках, авторы приходят к двум выводам: в виду малых размеров выборки, мощности коинтеграционных тестов зачастую недостаточно, чтобы отвергнуть гипотезу некоинтегрированности рядов, особенно при малых значениях  $\gamma$ ; при этом, даже при малых значениях  $\gamma > 0$ , FN-коэффициент начинает сильно отклоняться от реального значения в сторону единицы.

Сачсида и Каetano [7] предлагают другую интерпретацию коэффициента, оценённого Фельдштейном и Хориокой. Переписывая уравнение (1) в следующей форме:

$$\frac{I}{Y} = \alpha + \beta \frac{S_d}{Y} \quad (2)$$

где  $\frac{S_d}{Y}$  – домашняя норма сбережений, и подставляя в уравнение:

$$\frac{I}{Y} = \frac{S_d}{Y} + \frac{S_e}{Y} \quad (3)$$

где  $\frac{S_e}{Y}$  – внешняя норма сбережений авторы получают следующее уравнение:

$$\frac{S_e}{Y} = \alpha + \gamma \frac{S_d}{Y} \quad (4)$$

где  $\gamma = \beta - 1$ . Авторы представляют два гипотетических случая: в первом случае авторы берут постоянное значение внешней нормы сбережений и случайный набор чисел для внутренней, значительно меньший по значениям, чем внешняя норма. Таким образом, корреляция между внешней и внутренней нормой сбережений равна нулю и коэффициент  $\beta$  равен единице, что в рамках модели Фельдштейна и Хориоки означало бы совершенную немобильность капитала, хотя в данном случае все инвестиции финансируются по большей части за счёт внешних сбережений. Второй случай противоположен первому: большая часть инвестиций финансируется за счёт домашних сбережений, внешняя норма имеет высокую дисперсию, но данные подобраны так, что норма инвестиций постоянна. В таком случае получается нулевое значение коэффициента бета, хотя капитал немобилен. С помощью такого наглядного примера авторы показывают, что значения данного коэффициента указывает не на низкий уровень мобильности капитала, а на взаимозаменяемость домашних сбережений и зарубежных сбережений (инвестиций).

Нелл и Сантос [8] строят расширенную версию модели, предложенной Коакли и соавторов [5], тестируя которую на выборке из 6 стран ОЭСР, приходят к выводам, что в четырех из шести стран наблюдается двунаправленная причинная связь, что делает использование модели, предложенной Фельдштейном и Хориокой невозможным.

Куатьё и Оливер [9] подвергают работу Крола [10] (будет рассмотрена ниже) критике, так как в выборку стран был включен Люксембург, являющийся очевидным выбросом. Также авторы указывают на необходимость учитывать интегрированность рядов сбережений и инвестиций и их возможную коинтегрированность. В своей работе Крол [10] указывал на то, что в долгосрочном периоде сбережения и инвестиции не должны сильно отдаляться друг от друга, что как раз и говорит о вероятной коинтегрированности рядов. Куатьё и Оливер предлагают оценивать панельную модель с коррекцией ошибок, так как она позволит одновременно увидеть уровень как долгосрочной, так и краткосрочной мобильности капитала:

$$\Delta\left(\frac{I}{Y}\right)_{i,t} = \alpha'_i + \beta' \Delta\left(\frac{S}{Y}\right)_{i,t} + \lambda \left[ \left(\frac{I}{Y}\right)_{i,t-1} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta} \left(\frac{S}{Y}\right)_{i,t-1} \right] \quad (5)$$

где  $\Delta$  – оператор разности,  $\lambda$  – скорость исправления к долгосрочному соотношению, полученного на первом шаге путём оценки модели (5).  $\beta'$  – коэффициент, отвечающий за краткосрочную мобильность капитала. В результате оценки модели авторы получают оценки долгосрочного коэффициента 0.64, что говорит о невысокой мобильности капитала в долгосрочном периоде, однако значения краткосрочного коэффициента 0.14 свидетельствует в пользу наличия краткосрочной мобильности капитала. Стоит отметить, что полученные результаты не противоречат предположению Крола о краткосрочной мобильности капитала, а также не противоречат результатам Фельдштейна и Хориоки о долгосрочной немобильности капитала, хотя для последнего оценки и вышли более отстоящими от единицы.

Хо [11] в своей работе не соглашается с Кролом [10] по поводу исключения Люксембурга из выборки и, используя модели FMOLS и DOLS на панельных

данных по 20 странам ОЭСР, получает схожие значения коэффициентов (0.47 и 0.84 соответственно) вне зависимости от присутствия Люксембурга в выборке. В плане выбора между оценками DOLS и FMOLS автор отдаёт предпочтение оценкам DOLS в виду большей эффективности метода, хотя коэффициент детерминации для DOLS получился ниже, чем для модели FMOLS.

В следующей работе Хо [12] прибегает к пороговой регрессии с целью учесть влияние размеров стран на взаимосвязь сбережений и инвестиций. При этом, в отличие от Бакстера и Кручини [4], Хо позволяет размеру страны меняться во времени. В результате оценки автор останавливается на модели с двумя порогами, то есть выделяется три группы стран: маленькие страны, с выпуском менее 0.74% от общего, средние – с выпуском в промежутке от 0.74% до 1.82% от общего, и большие с выпуском 1.82% от общего. Коэффициенты для трех групп стран составили 0.31, 0.44, и 0.74 соответственно, все три коэффициента статистически значимы.

## 1.2 Обзор теоретических работ, посвященных проблематике мобильности капитала

Помимо большого числа эмпирических работ, в литературе есть также ряд современных теоретических исследований, рассматривающих модели с микроэкономическими обоснованиями, которые объясняют пазл Фелдштейна-Хориоки. Так, Саммерс [13] предполагает, что высокие значения FN-коэффициента могут достигаться за счёт политики налогообложения, которая помимо увеличения сбережений, также вероятно приведет и к увеличению инвестиций. Похожим образом, действия, направленные на инвестиции вряд ли приведут к постоянному увеличению инвестиций, до тех пор пока сбережения тоже не увеличатся. В итоге Саммерс приходит к выводу, что близкие к единице значения коэффициента  $\beta$  достигаются за счёт долгосрочного таргетирования баланса счёта текущих операций.

В работе [14] авторы предлагают ещё одно объяснение высоким значениям FN-коэффициента. Авторы строят неоклассическую модель роста, где страны отличаются между собой лишь ставкой налога и в равновесии высокий предельный продукт стран с более низким равновесным уровнем капитала за счёт разницы в ставке налога выравнивается к уровню предельного продукта стран с высоким равновесным уровнем капитала. В результате, вне зависимости от открытости экономики, страны демонстрируют практически одинаковые скорости конвергенции, а также капитал не движется между странами, что и приводит к высокой корреляции между инвестициями и сбережениями.

Стоит упомянуть работу [15], где рассматривается модель общего равновесия со специфическими финансовыми фрикциями. Первая фрикция – ограниченное обеспечение исполнения контрактов (limited enforcement): исполнение контрактов (выплаты по облигациям) стимулируется посредством штрафов за дефолт. Конкретно, штраф представляет собой отлучение экономики от мирового финансового рынка и потери в выпуске (из-за исключения из мировых торговых потоков и разрушения внутренней финансовой системы). Другая финансовая фрикция – ограниченный охват финансовых инструментов (limited spanning): набор

доступных финансовых инструментов в обращении ограничивается до неконтингентных облигаций (noncontingent bonds).

При включении в модель лишь ограниченного обеспечения исполнения контрактов (limited enforcement) предельные уровни долга (зависящие от состояния экономики) эндогенно подстраиваются так, чтобы у экономики не было стимулов объявлять дефолт по контингентным (state-contingent) обязательствам.

При имеющейся волатильности шоков производительности и возможности торговать контингентными финансовыми инструментами (contingent claims) штрафы за дефолт в виде исключения из финансового рынка и потери в выпуске делают участие в мировом финансовом рынке крайне привлекательным. Следовательно, стимулы к дефолту в таком случае малы. В итоге в подобной ситуации можно наблюдать большие капитальные потоки и значения коэффициента FN близкие к нулю.

Чтобы реплицировать значения коэффициента FN близкие к тем, что наблюдаются в данных, нужно задать штрафы за дефолт близкими к нулю. Это повысит стимулы к дефолту и снизит капитальные потоки. Однако такая предпосылка выглядит нереалистичной.

При возможности торговать только неконтингентными обязательствами (limited spanning), лимиты на уровень долга можно выставить таким образом, чтобы гарантировать возможность для страны выплатить долг, имея неотрицательное потребление. Однако такие лимиты оказываются достаточно нежесткими и редко являются связывающим ограничением в равновесии. В итоге в модели наблюдаются большие потоки капитала и низкий коэффициент FN.

Объединение двух фрикций делает лимиты по долгам крайне ограничивающими. Во-первых, эти лимиты гарантируют, что страна расплатится с долгами даже при худшей реализации шока производительности. Во-вторых, при возможности торговать только неконтингентными облигациями оставаться на рынке уже не является столь выгодным, то есть стимулы к дефолту возрастают. Это и делает лимиты по долгу более жесткими, что в итоге помогает реплицировать значения коэффициента FN близкие к наблюдаемым в данных.

Помимо чисто технических результатов, авторы приводят некоторую интуицию относительно эндогенизированных долговых лимитов. Так, экономики с

низким уровнем капитала имеют жёсткие долговые пределы и не могут занимать много на мировом рынке, когда испытывают сильный положительный шок производительности. Соответственно, такие экономики должны сберегать больше, чтобы больше инвестировать. Страны же с большим уровнем капитала стремятся инвестировать вовне, когда они испытывают существенный негативный шок производительности. В общем же такие экономики стремятся инвестировать в себя, так как рост внешнего кредита снижает ставку процента, делая кредитование не таким привлекательным.

В более поздней статье [16] авторы также рассматривают теоретические обоснования паззла Фелдштейна-Хориоки. В частности, авторы пытаются объяснить не только наличие корреляции между сбережениями и инвестициями в экономике (пазл FH1), но и существенно меньшие значения этой корреляции в развивающихся экономиках по сравнению с развитыми (пазл FH2). Здесь можно видеть явное отличие от работы [15], в которой более развитые экономики сталкиваются с меньшими внешними фрикциями, что никак не позволяет объяснить FH2.

В качестве инструментария в работе используется двухсекторная DSGE модель, с помощью которой авторы пытаются подчеркнуть различия в характере шоков и макроэкономической динамике вообще в развивающихся и развитых малых открытых экономиках. Для этого авторы данной работы рассматривают два разных шока производительности: временный шок и шок тренда (постепенный сдвиг; может быть ассоциирован с изменением экономической политики). Помимо этого, отличительными особенностями модели являются эндогенная мировая ставка процента и кросс-корреляции национальных и мировых шоков.

В работе отмечается, что глобальные и внутренние шоки тренда сильнее скоррелированы в развитых экономиках, чем в развивающихся. Для временных же шоков корреляции чаще отрицательные. Авторы пишут о том, что внутренние временные шоки приводят к сонаправленному движению сбережения и инвестиций в краткосрочной и долгосрочной перспективе (из-за персистентности). Внутренние же шоки тренда приводят к разнонаправленному движению сбережения и инвестиций в краткосрочной перспективе и к однонаправленному в долгосрочной (так как из-за роста перманентного дохода падают сбережения). В результате можно

ожидать более слабого эффекта шоков тренда на корреляцию сбережений и инвестиций, что и демонстрируется на примере функций импульсных откликов.

Важная интуиция, касающаяся рассматриваемых внутренних шоков, выглядит следующим образом. Временные шоки играют ключевую роль в развитых экономиках, в то время как шоки тренда в развивающихся. Шоки производительности (особенно трендовый) приводят к росту заимствований (сокращению чистого экспорта), чтобы хотя бы частично финансировать инвестиции. Именно это определяет различный характер совместной динамики сбережений и инвестиций в развитых и развивающихся экономиках.

Реакция сбережений и инвестиций на два вида глобальных шоков противоположная: временный шок снижает процентную ставку, шок тренда – повышает. Глобальные шоки тренда по оценкам авторов влияют на ставку в 25 раз сильнее, чем временные шоки. Шок тренда создаёт большую разницу между сбережениями и инвестициями, однако их сумма равна нулю, поэтому ставка и реагирует столь сильно. Высокая волатильность мировой процентной ставки снижает корреляцию между сбережениями и инвестициями в малой открытой экономике (рост ставки приводит к росту сбережений и падению инвестиций). В итоге эффект волатильности гораздо больше для шоков тренда, которые характерны для развивающихся экономик.

Корреляция между глобальными и внутренними шоками повышает корреляцию между сбережениями и инвестициями: если глобальные и локальные шоки абсолютно идентичны, то малая открытая экономика идентична остальному миру. В таком случае инвестиции и сбережения движутся сонаправлено. Однако большие значения кросс-корреляций наблюдаются именно в развитых экономика, что и соответствует тому, что модель объясняет пазл FH2.

### 1.3 Обзор работ по выявлению факторов, определяющих степень взаимосвязи сбережений и инвестиций

Крол [10] в своей работе утверждает, что кросс-секционный подход, использованный Фельдштейном и Хориокой вызывает сильное смещение оценок в сторону противоположной выдвинутой гипотезы о мобильности капитала, так как усреднение временных рядов приведёт к сглаживанию дефицитов и излишков инвестиций и сбережений. Чтобы доказать свою правоту автор оценивает модель с фиксированными эффектами на панельных данных для 21 страны ОЭСР за временной промежуток с 1962 по 1990 года:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_{i,t} = \alpha + c(i) + d(t) + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_{i,t} \quad (6)$$

где индекс  $i$  отвечает за страну, а  $t$  – за время. Дамми-переменная  $c(i)$  принимает разные значения для каждой страны и удаляет фиксированные отличия между странами, например, размер экономики. Переменная  $d(t)$  характеризует общие для всех стран временные эффекты, влияющие на каждую страну одинаково на данном промежутке времени. Таким факторам может быть, например, влияние бизнес-циклов. В результате оценки модели на всём временном промежутке (1962 – 1990 годы) коэффициент бета принимает значимое значение 0.2, что говорит о мобильности капитала гораздо большей, чем у Фельдштейна и Хориоки. Сужая временной промежуток до 1975–1990 годов с целью уловить возможные изменения, вызванные развитием финансовых рынков в семидесятых годах, авторы получают статистически значимый коэффициент 0.16, то есть, используя данные в панельном виде, мы не только наблюдаем мобильность капитала, а также и рост мобильности капитала со временем.

Фукау и соавторы в своей работе [17] помимо исследования непосредственной связи между нормами инвестиций и сбережений также изучают влияние других факторов на это взаимоотношение. Авторы оценивают панельные регрессии с плавным переходом и используют в качестве порога темпы роста ВВП на душу населения, прокси открытости экономики, размер экономики, количество экономически неактивного населения и отношение счета текущих операций к ВВП.

Оценивая модели для 24 стран ОЭСР на периоде 1960-2000 годы, авторы приходят к выводу, что наибольшее влияние на корреляцию сбережений и инвестиций оказывают уровень открытости экономики, темпы роста ВВП и отношение счета текущих операций к ВВП. Отдельно отмечается тот факт, что на промежутке с 1960 по 2000 год корреляция между нормами сбережений и инвестиций снижается. К аналогичному выводу приходят Джанноне и Ленза [18]. Хотя гипотеза о мобильности капитала отвергается для 70-х годов, с течением времени корреляция между сбережениями и инвестициями падает и становится незначительной к концу 2004 года, что может быть объяснено увеличившейся мобильностью капитала на международных финансовых рынках.

Хэлловелл [19] исследует похожий вопрос, однако учитывает также влияние размера экономики и приходит к выводу, что снижение коэффициента с течением времени происходит только в малых экономиках стран ОЭСР, а в крупных он не изменяется.

Касуга [20] проводит анализ мобильности капитала как для 23 стран ОЭСР, так и для 79 развивающихся стран, используя спецификацию модели (1). Значения коэффициентов для развивающихся стран на всех временных промежутках получаются значительно меньше, чем для стран ОЭСР. Также автор интересуется влиянием развития финансовых рынков на мобильность капитала. В качестве меры развития финансовой системы автор использует отношение суммарного объема выпущенных акций к ВВП и для исследования берёт 20 и 30 стран с наивысшим показателем. И хотя половина стран в новой выборке являются развивающимися, значения FN-коэффициента получаются достаточно высокими – от 0.55 до 0.76 на разных временных промежутках. Далее, с целью узнать долю влияния развитости рынков на коэффициенты автор оценивает модель вида:

$$(I/Y)_i = \alpha + \alpha_D D_i + \beta (S/Y)_i + \beta_D D_i (S/Y)_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

где  $D_i$  – дамми-переменная, равная единице, если страна входит в выборку с развитыми финансовыми рынками, и нулю иначе. В этот раз в качестве прокси развитости рынков рассматривается несколько показателей: относительный размер фондового рынка, относительный размер рынка долгосрочных облигаций и прочие

отношения объемов торговли финансовыми инструментами к ВВП. В результате оценивания модели на всех временных промежутках значения коэффициента бета незначимо отличны от нуля, а коэффициент  $\beta_D$  принимает высокие значимые значения (от 0.45 до 0.60 в зависимости от временного промежутка). Этот анализ показывает, что в развивающихся странах низкие значения FN-коэффициента могут быть объяснены плохо развитыми финансовыми рынками, так как именно развивающиеся страны по показателям, используемым авторами, редко входили в группу с дамми-переменной равной единице. Однако, в виду отсутствия адекватного экономического объяснения данной ситуации, автор предлагает воздерживаться от интерпретации FN-коэффициента как меры мобильности капитала.

## 2 Анализ ключевых особенностей динамики инвестиций и сбережений

В данном разделе мы приводим первичный анализ имеющихся данных, рассматривая некоторые агрегированные статистики и динамику самих изучаемых рядов.

На рисунке можно наблюдать облако рассеяния средних для стран ОЭСР. Здесь, прежде всего, стоит обратить внимание на Люксембург, являющийся самым сильным «выбросом» из всего пула стран ввиду крайне высоких сбережений при сравнительно невысоком уровне инвестиций. Причиной этому может служить специфика налогового законодательства данной юрисдикции, что стимулирует многие крупные компании базироваться именно в этом регионе. В связи с этим разумным кажется исключить Люксембург из рассмотрения при построении эмпирических моделей.

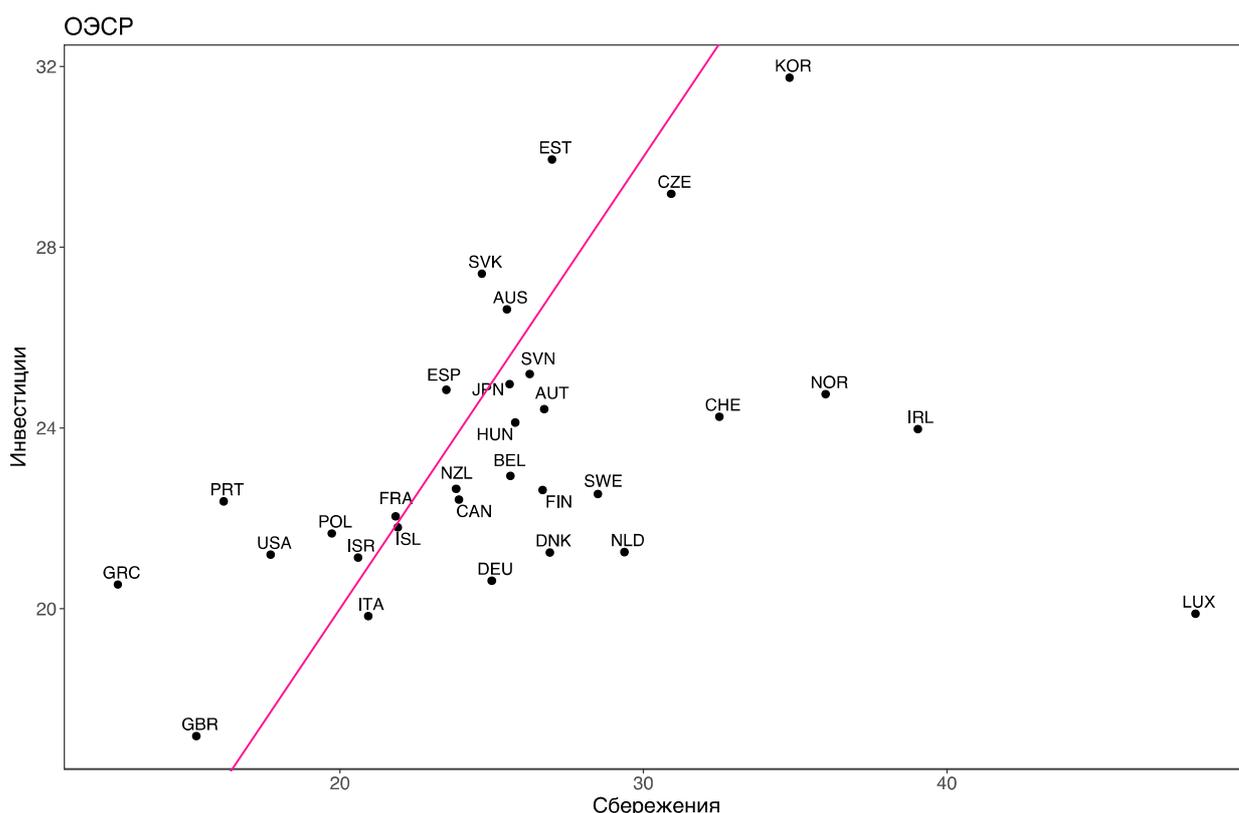


Рисунок 1 – Облако рассеяния средних инвестиций и сбережений для стран ОЭСР за 1996 – 2016 гг.

Примечание. Розовая линия – биссектриса.

Источник: расчёты авторов.

На рисунке представлены страны с высоким доходом (по классификации Мирового Банка), не входящие в ОЭСР. Здесь явным образом видно превышение среднего уровня сбережений над инвестициями. Однако разреженность точек не позволяет выделить явные выбросы.

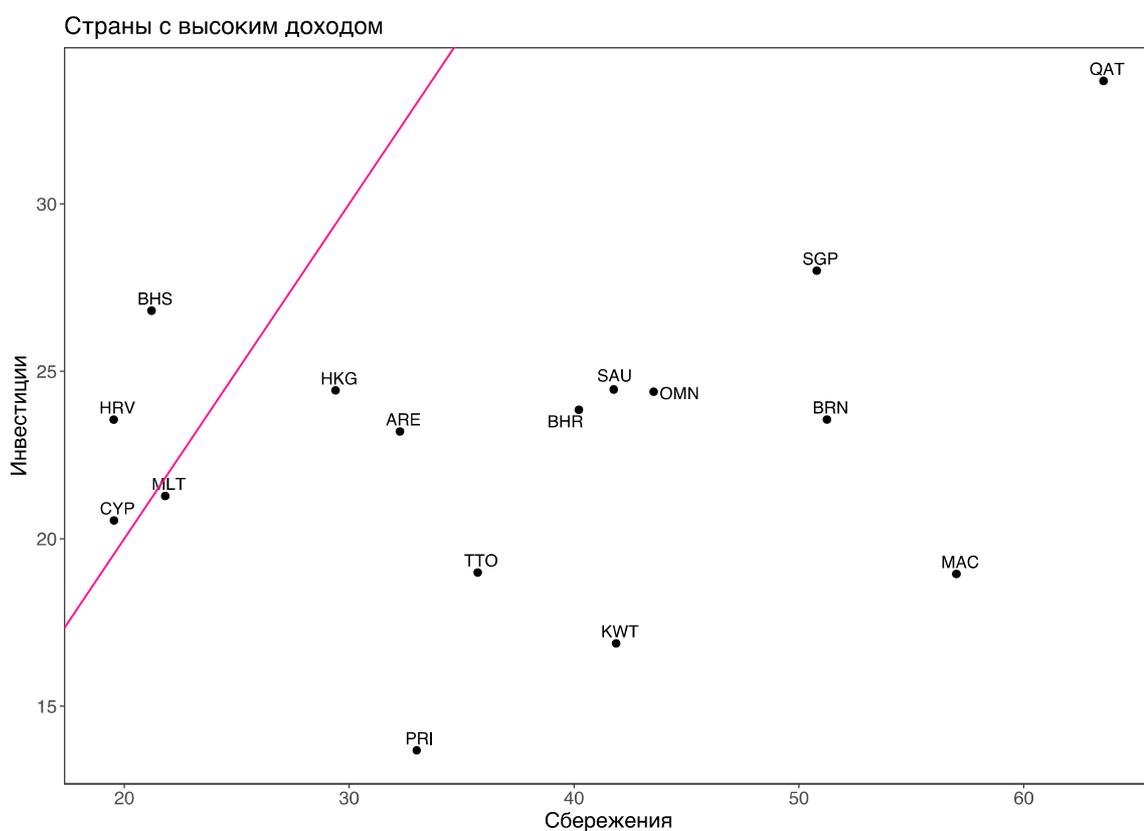


Рисунок 2 – Облако рассеяния средних инвестиций и сбережений для стран с высоким доходом за 1996 – 2016 гг.

Примечание. Розовая линия – биссектриса.

Источник: расчёты авторов.

На рисунке можно наблюдать облако рассеяния средних для стран с доходом выше среднего. В данном случае затруднительно выделить какой-то явный выброс.

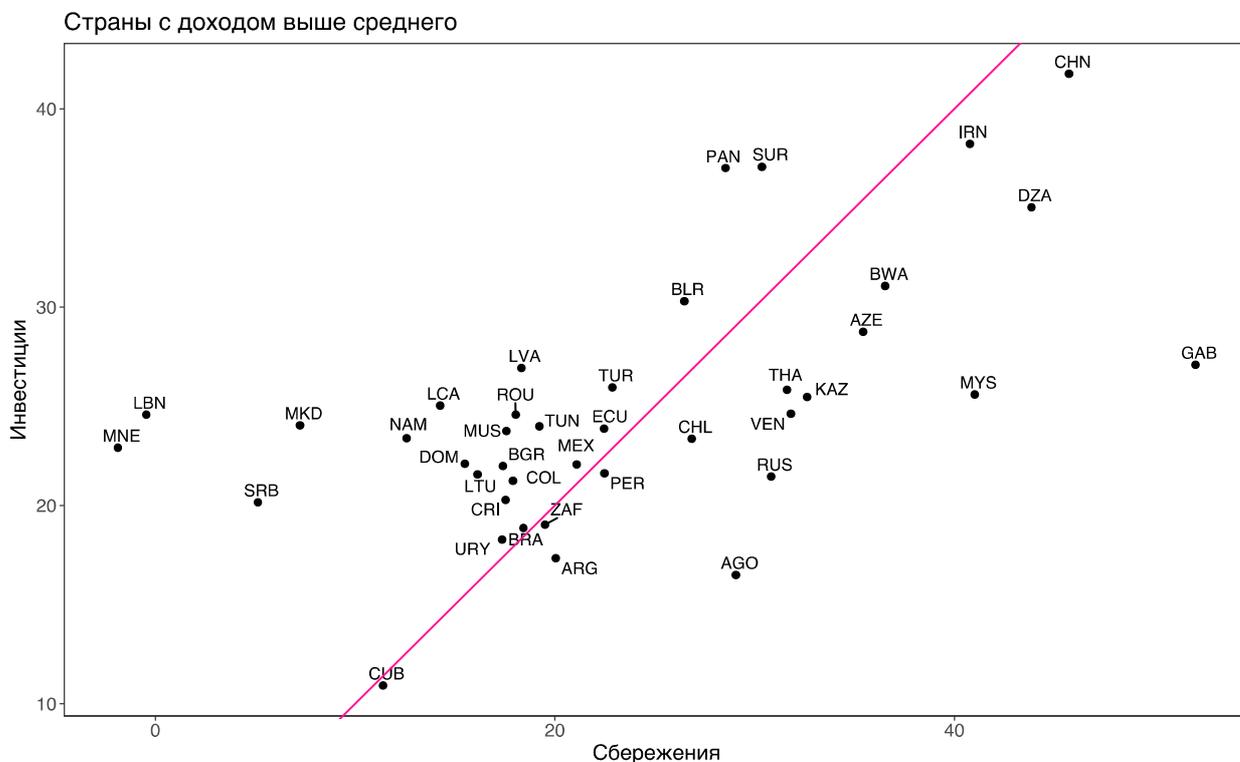


Рисунок 3 – Облако рассеяния средних инвестиций и сбережений для стран с доходом выше среднего за 1996 – 2016 гг.

Примечание. Розовая линия – биссектриса.

Источник: расчёты авторов.

На рисунке отдельно представлена интересующая нас группа стран-экспортёров сырья. Здесь мы видим превышение сбережений над инвестициями в большинстве экономик.

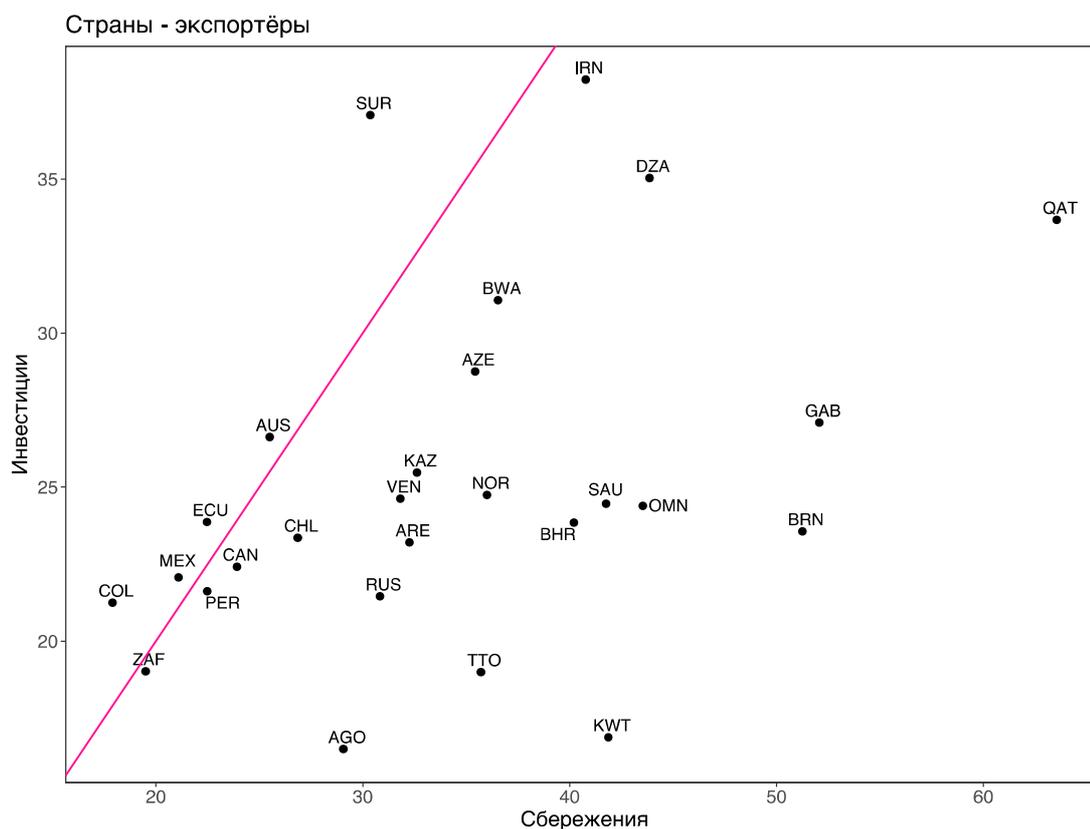


Рисунок 4 – Облако рассеяния средних инвестиций и сбережений для стран-экспортёров за 1996 – 2016 гг.

Примечание. Розовая линия – биссектриса.

Источник: расчёты авторов.

На рисунках и представлена часть стран, входящих в ОЭСР. Динамика сбережений и инвестиций в разных регионах отличается друг от друга, однако можно наблюдать влияние некоторых общих глобальных шоков на рассматриваемые переменные. Так, сразу после мирового финансового кризиса 2008-2009 годов во всех регионах наблюдается спад сбережений и инвестиций. Снижение инвестиций может быть объяснено ростом неопределённости, падение же сбережений – результат эффекта межвременного замещения, при котором экономические агенты стараются сглаживать потребление при временном падении доходов.

ОЭСР

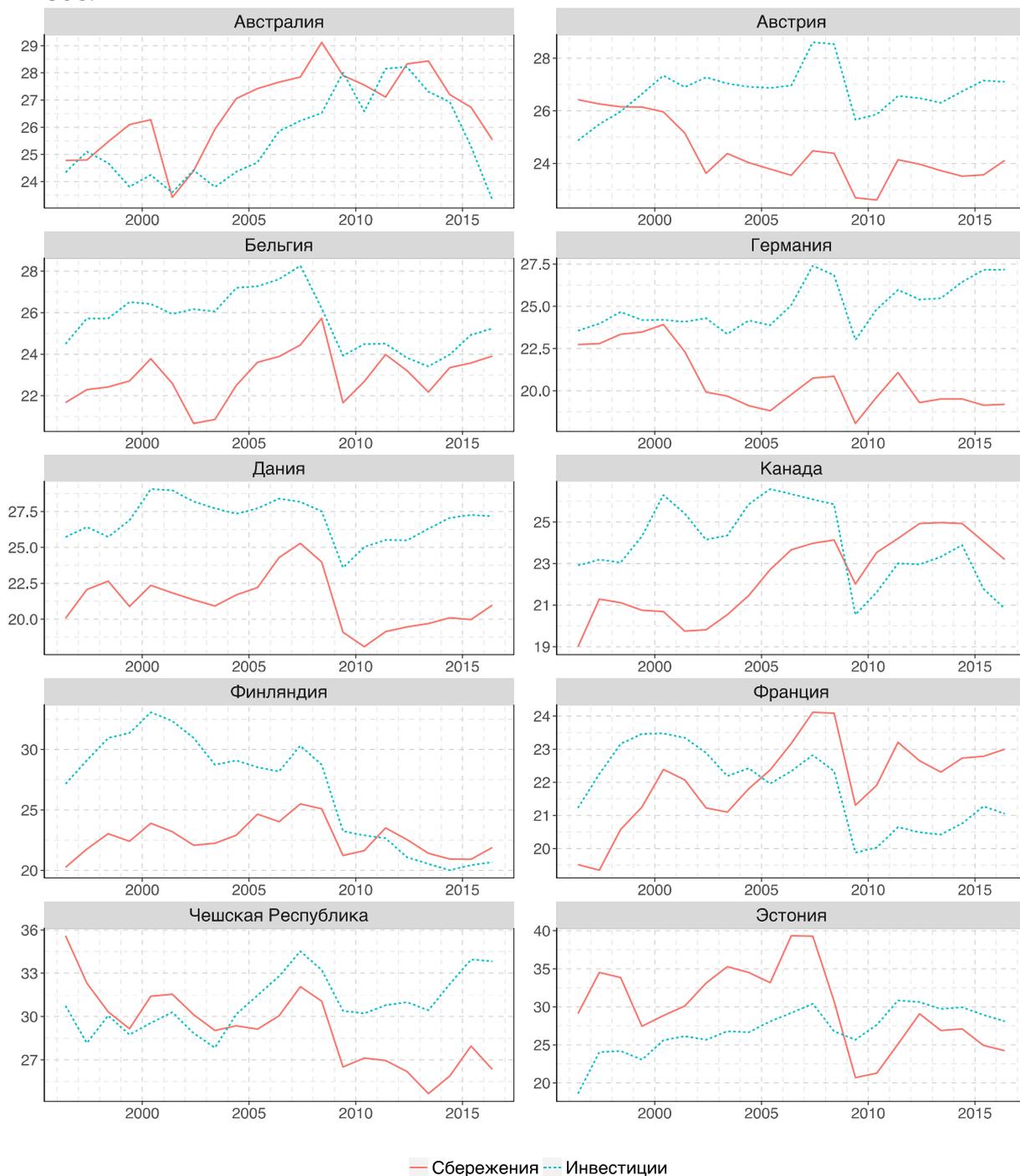


Рисунок 5 – Динамика рядов средних и инвестиций для стран ОЭСР за 1996 – 2016  
годы

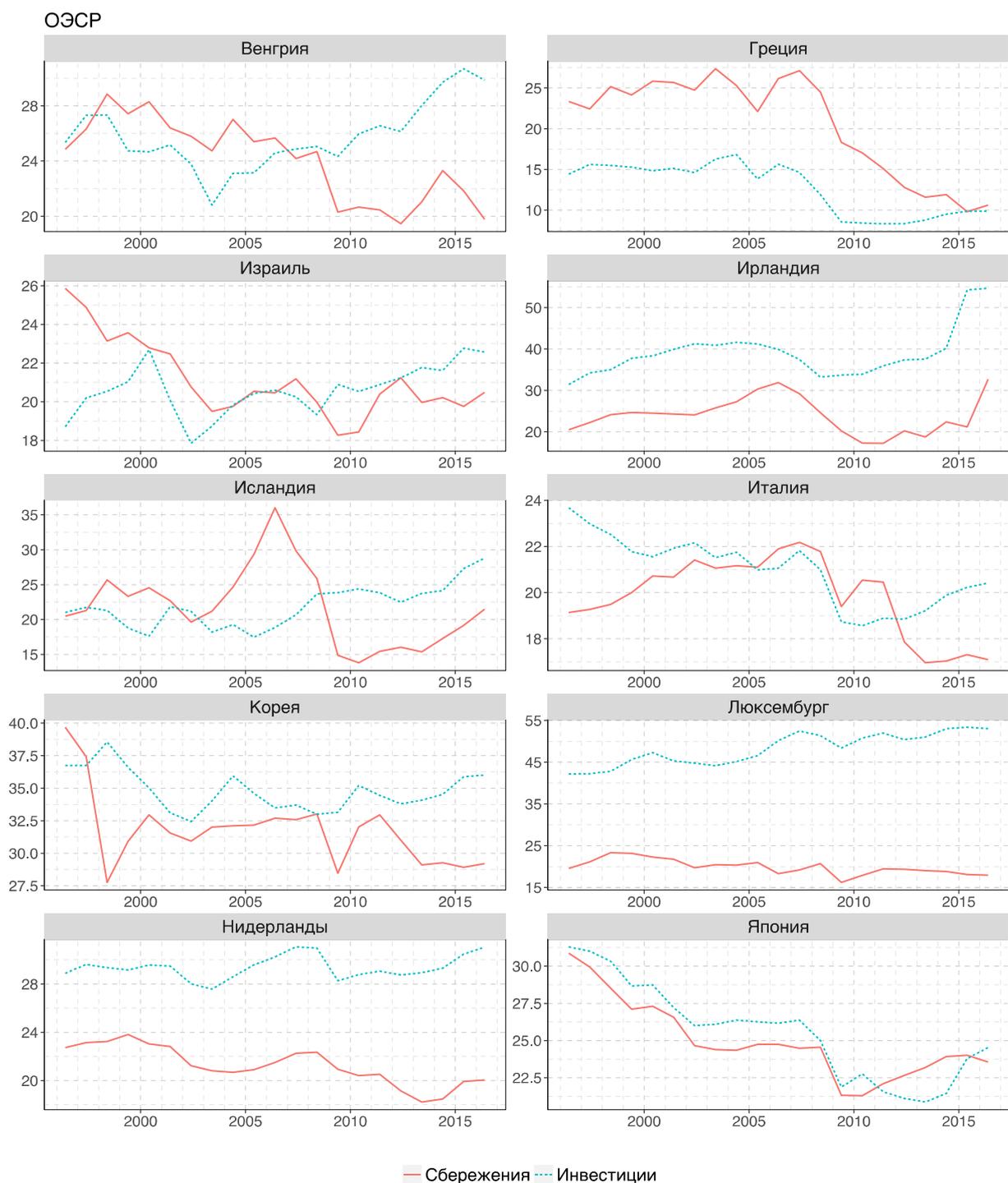


Рисунок 6 – Динамика рядов средних и инвестиций для стран ОЭСР за 1996 – 2016  
годы

Тем не менее, можно увидеть ряд исключений. Так, в Исландии, Венгрии, Исландии и Люксембурге инвестиции практически не снизились во время мирового финансового кризиса. Это может говорить либо о более высокой мобильности капитала в этих экономиках, либо о меньшей чувствительности к внешним шокам.

Также можно наблюдать явно снизившуюся мобильность капитала в экономиках, испытавших существенный внутренний кризис. Примером этого являются Греция и Португалия, где уровень сбережений сошёлся с уровнем инвестиций.

На рисунках и представлена динамика сбережений и инвестиций остальных членов ОЭСР. Картина динамики показателей разнится между экономиками.

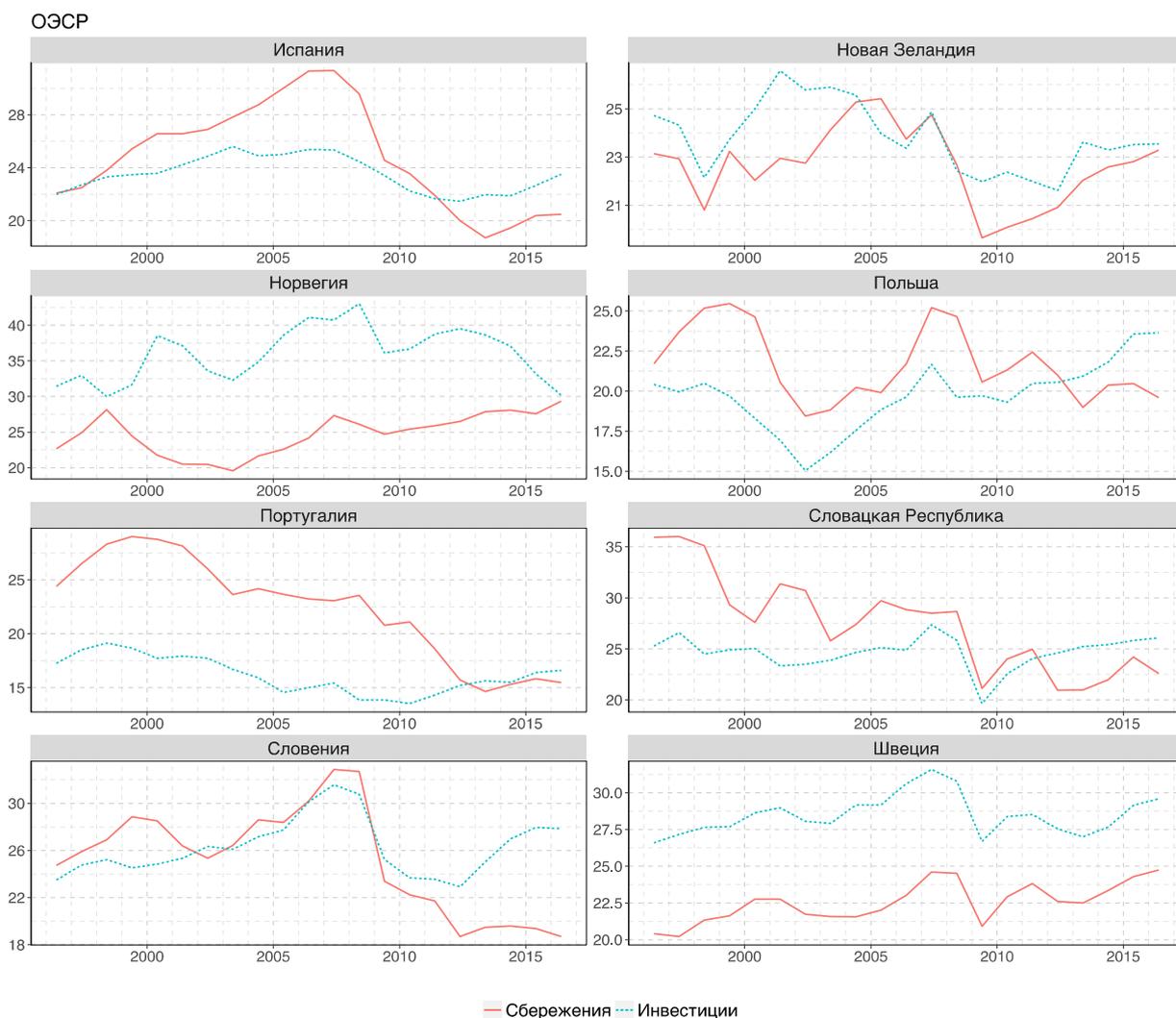


Рисунок 7– Динамика рядов средних и инвестиций для стран ОЭСР за 1996 – 2016  
ГОДЫ

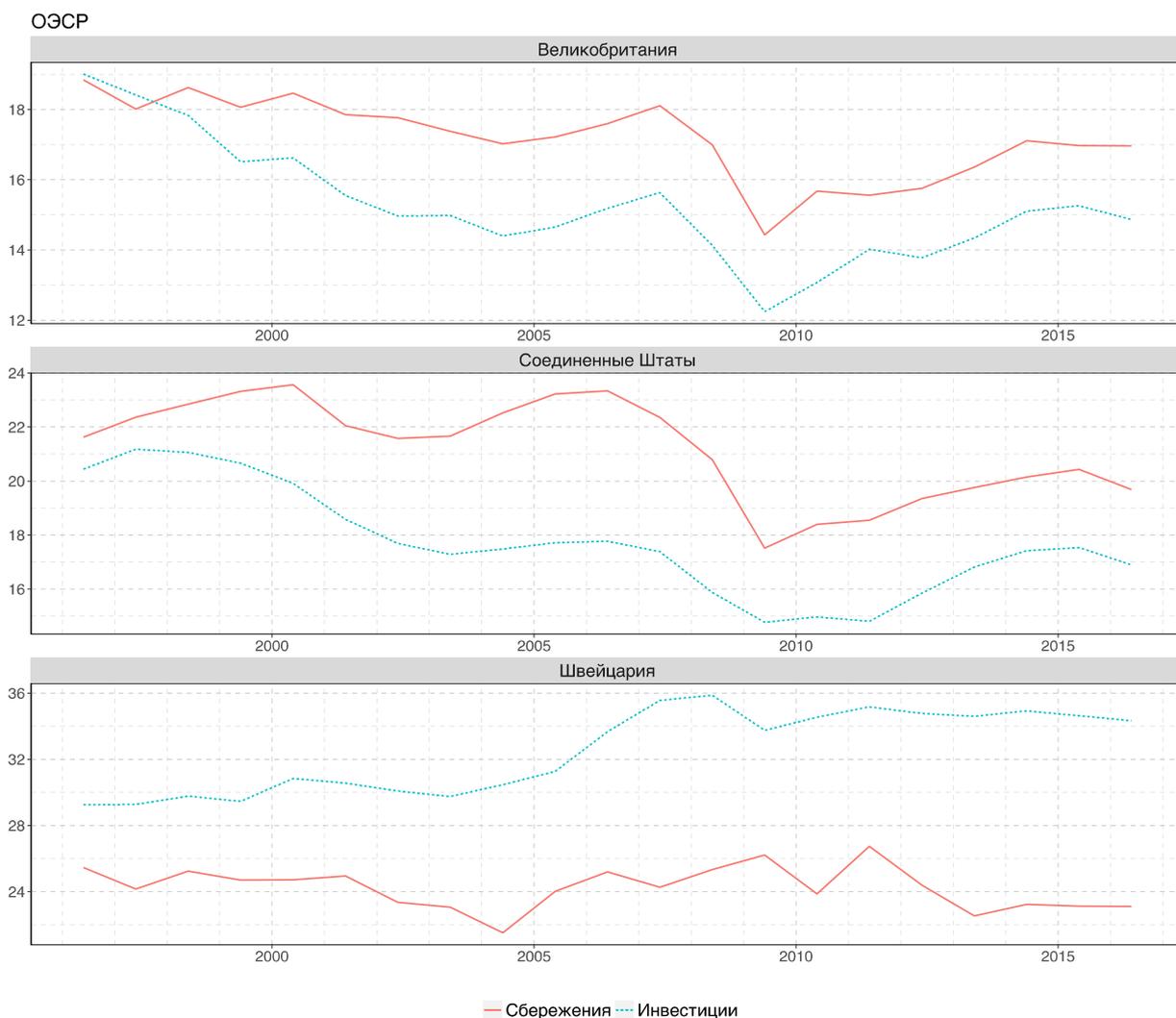


Рисунок 8 – Динамика рядов средних и инвестиций для стран ОЭСР за 1996 – 2016 годы

Есть также ряд стран, в которых уровни инвестиций и сбережений существенно разошлись (в пользу инвестиций) к 2016 году. Это такие экономики как Словения, Нидерланды, Корея и Венгрия. Подобная динамика свидетельствует о том, что эти страны привлекали существенную долю иностранных инвестиций, что свидетельствует в пользу достаточно высокой мобильности капитала в этот период в этих экономиках.

Помимо этого, интересно взглянуть на крупные экономики, способные влиять на мировую процентную ставку. Сюда относятся США и Великобритания, в которых сбережения и инвестиции двигаются сонаправленно на протяжении всего периода.

На рисунках и представлены графики динамики инвестиций и сбережений в странах с высоким доходом (по классификации Мирового Банка).

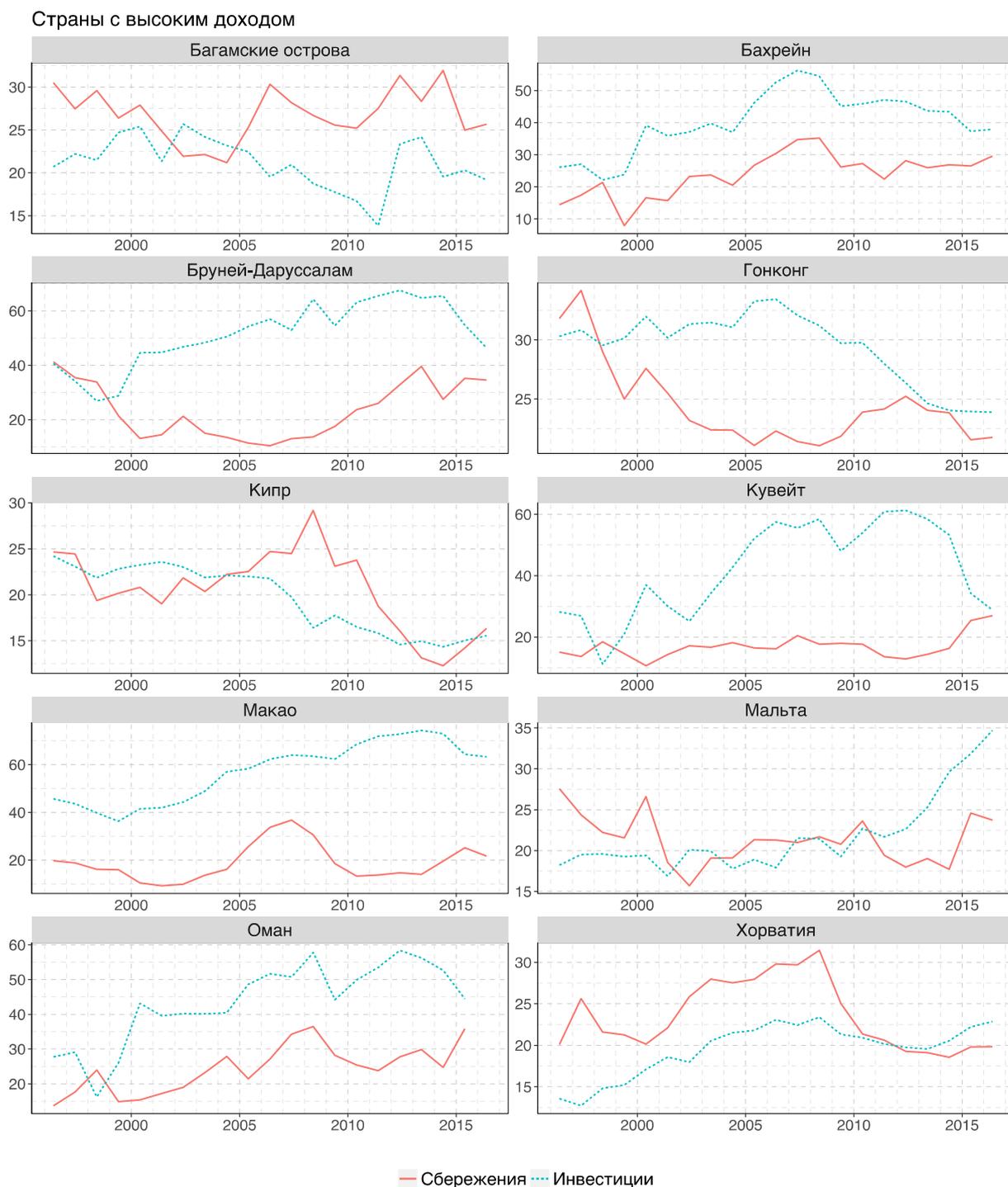


Рисунок 9 – Динамика рядов средних и инвестиций для стран с высоким доходом за 1996 – 2016 годы

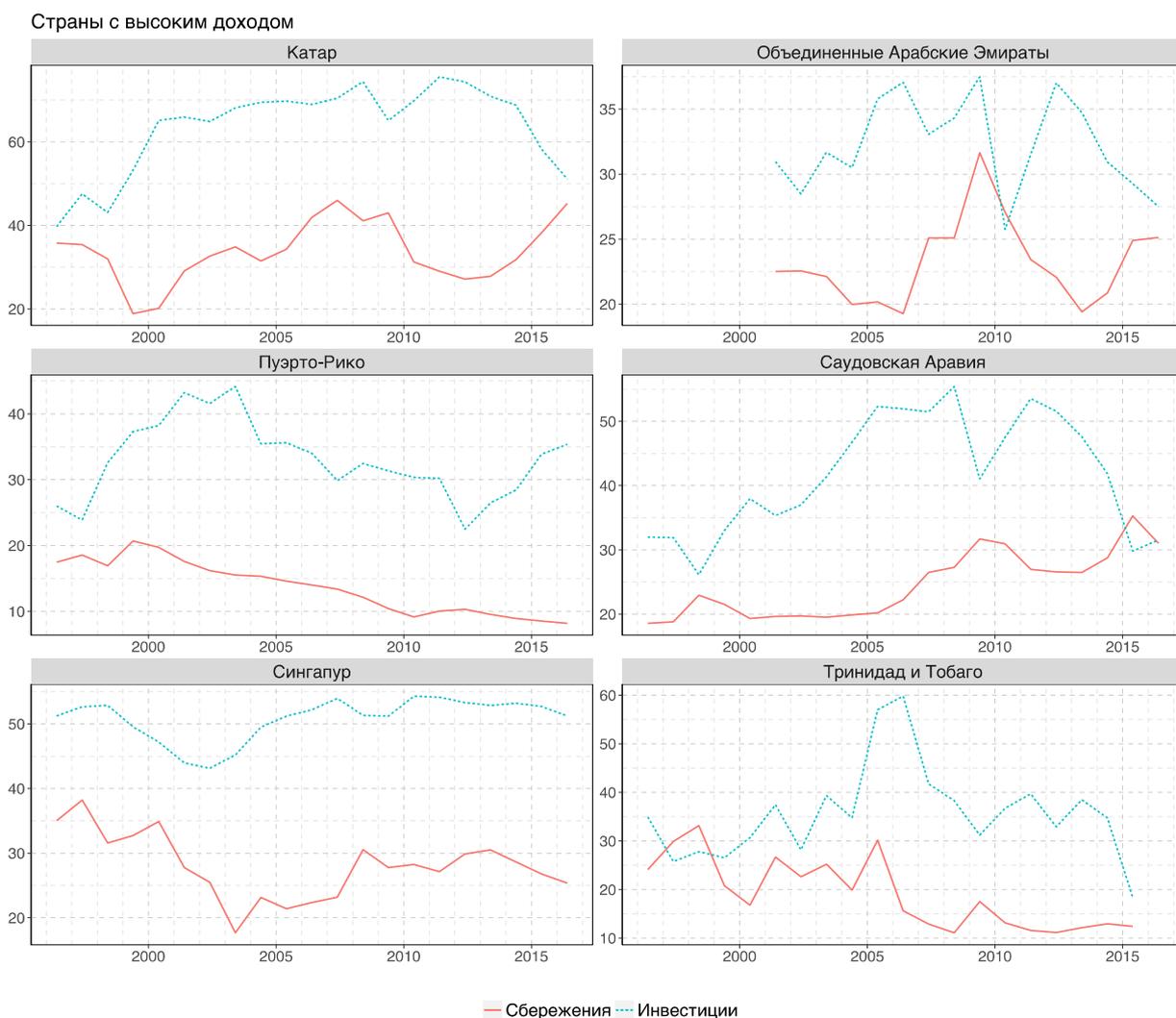


Рисунок 10 – Динамика рядов средних и инвестиций для стран с высоким доходом за 1996 – 2016 годы

Здесь также можно видеть, как динамика сбережений и инвестиций отличается между экономиками. Так, в Сингапуре, являющемся лидером по различным инновационным проектам, инвестиции всегда существенно превышают сбережения. В то время как в странах, ориентированных на экспорт нефти, таких как Катар, Кувейт и Саудовская Аравия, падение цен на нефть, начавшееся в 2014 году, привело к снижению инвестиций до уровня сбережений.

На рисунках и изображены ряды норм сбережений и инвестиций для части стран из категории экономик с доходом выше среднего. Здесь можно увидеть, как у ряда стран, таких как Аргентина, Болгария, Чили и некоторых других, инвестиции примерно равны сбережениям в последние годы.

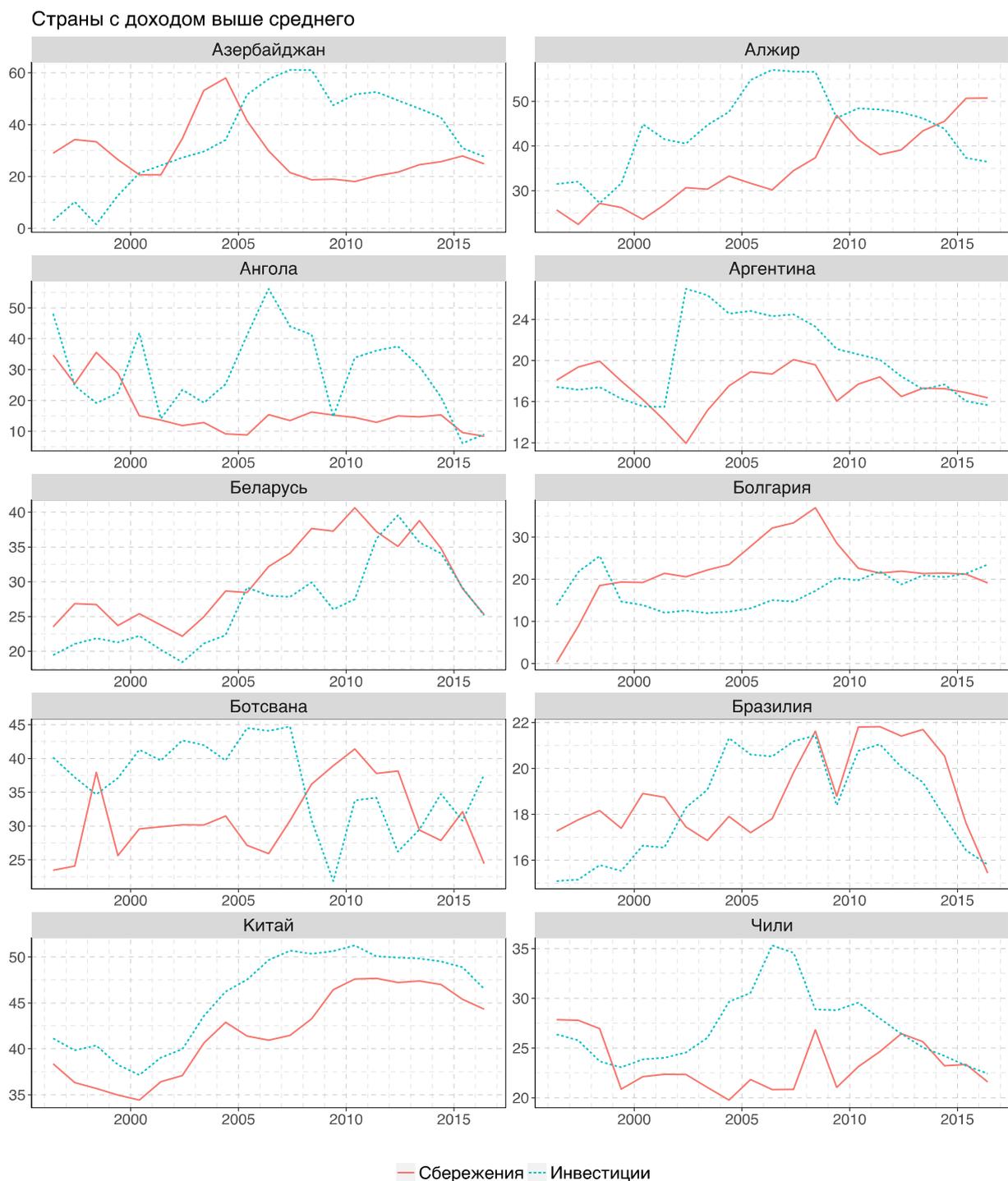


Рисунок 11 – Динамика рядов средних и инвестиций для стран с доходом выше среднего за 1996 – 2016 годы

Также можно увидеть, что у такой крупной экономики, как Китай, сбережения и инвестиции на протяжении всего периода движутся достаточно сонаправленно, что может свидетельствовать об ограниченной мобильности капитала в данном регионе.

### Страны с доходом выше среднего

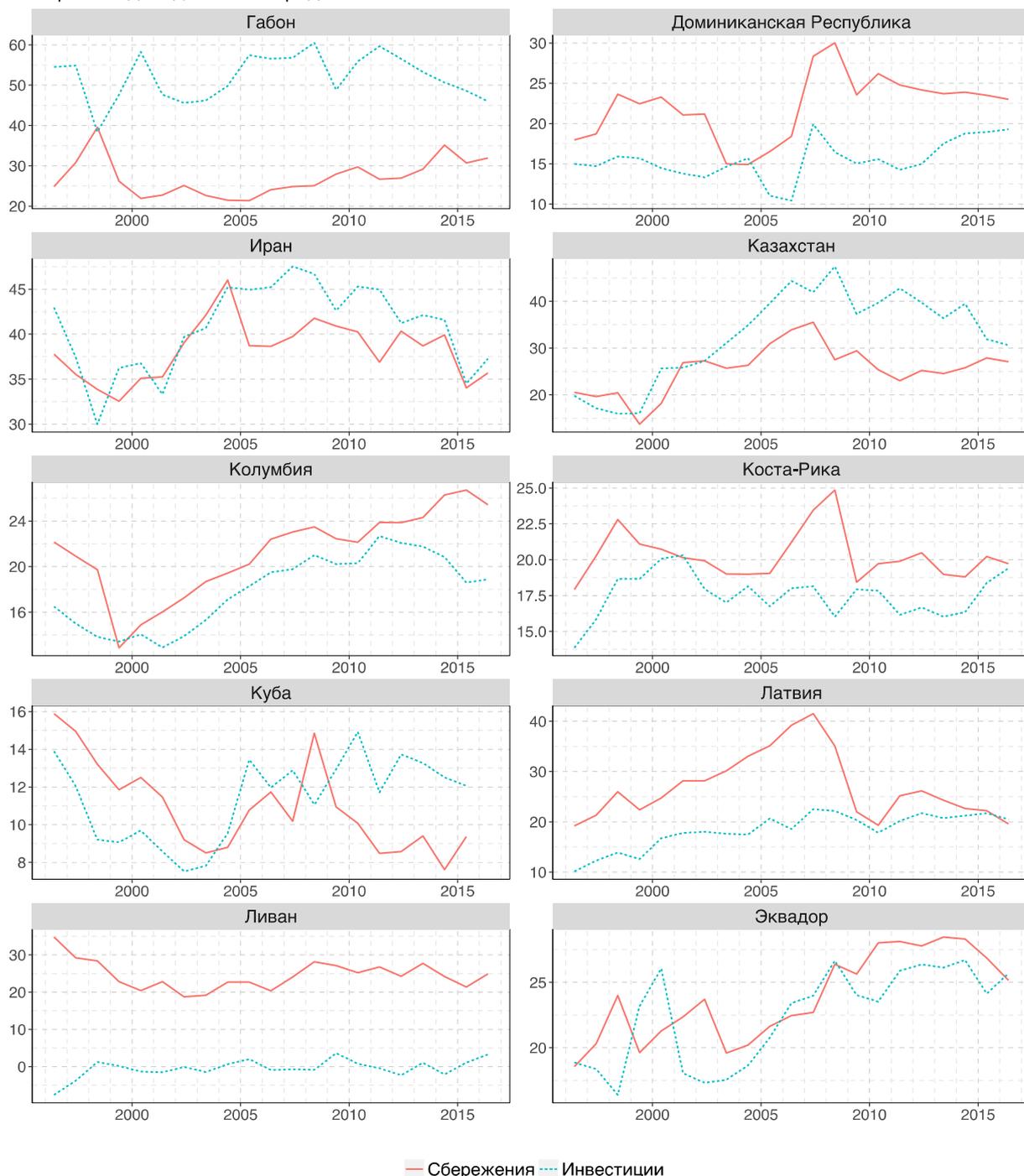


Рисунок 12 – Динамика рядов средних и инвестиций для стран с доходом выше среднего за 1996 – 2016 годы

На рисунках и представлены остальные страны из группы экономик с доходами выше среднего по классификации Мирового Банка. В этот список входит также и Россия, в которой можно наблюдать сонаправленное движение инвестиций и сбережений, что может свидетельствовать в пользу ограниченной мобильности капитала в этом регионе.

Страны с доходом выше среднего

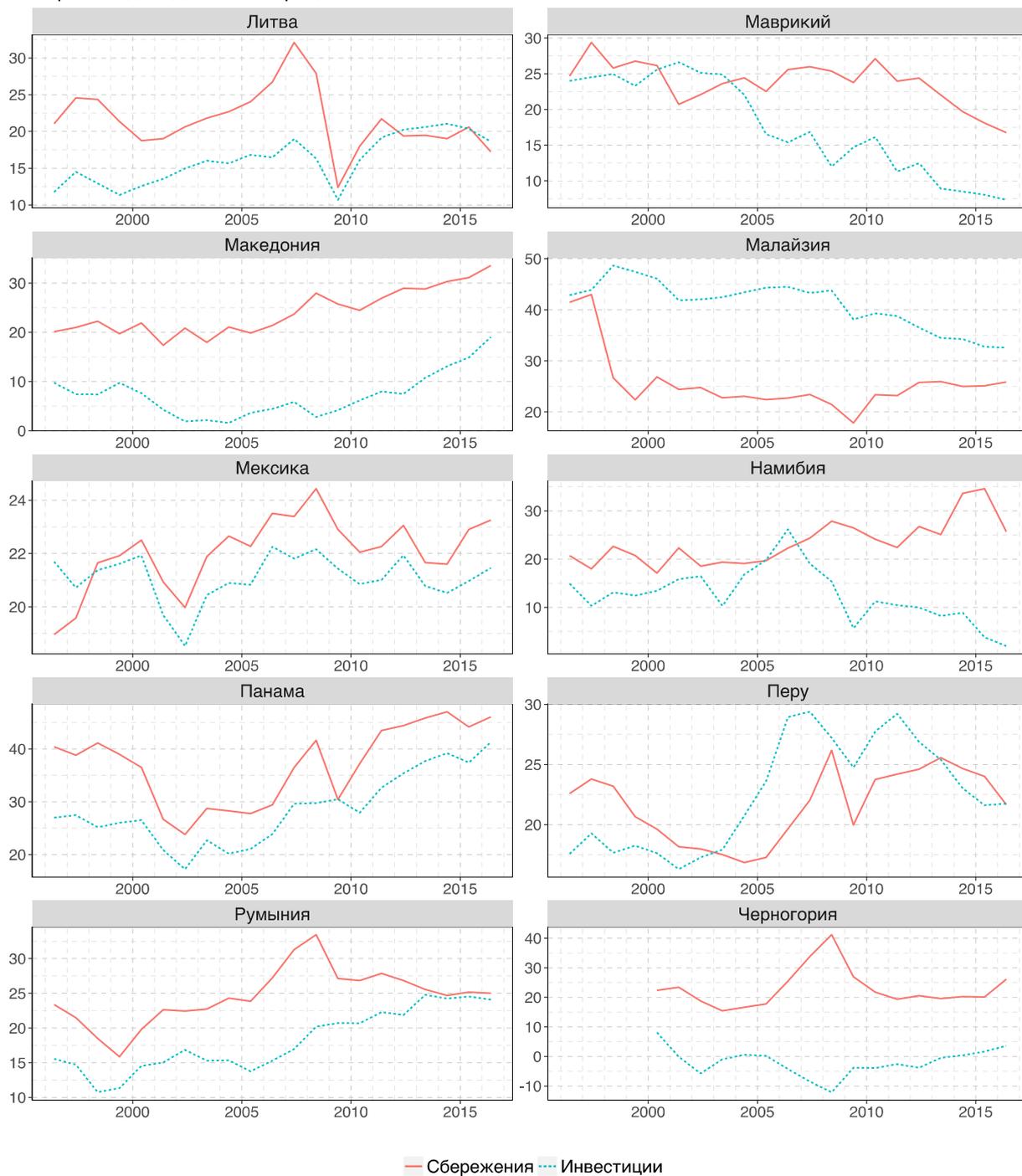


Рисунок 13 – Динамика рядов средних и инвестиций для стран с доходом выше среднего за 1996 – 2016 годы

Страны с доходом выше среднего



Рисунок 14 – Динамика рядов средних и инвестиций для стран с доходом выше среднего за 1996 – 2016 годы

Также из графиков видно, что в Венесуэле инвестиции снизились до критически низких значений, что может быть объяснено политическим и экономическим кризисом, вызванными падением нефтяных цен.

### 3 Эконометрический анализ взаимосвязи сбережений и инвестиций

При исследовании мобильности капитала будет использована модель спецификации, аналогичная использованной в основополагающей работе [1]:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_i + \varepsilon_i, \quad (8)$$

Оценённый коэффициент  $\beta$  при использовании данной спецификации в большинстве работ предлагается интерпретировать как долгосрочный уровень мобильности капитала. Модель такой спецификации будем называть кросс-секционной. Все кросссекционные модели оценены с использованием робастных ошибок. В каждом протоколе оценивание приведены значения тестов на гетероскедастичность Голдфелда-Квандта и Бройша-Пагана, а также информационный критерий Шварца.

Для изучения краткосрочной мобильности капитала будет использована модель:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_{i,t} = \alpha_i + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (9)$$

где  $\left(\frac{I}{Y}\right)_{i,t}$  – норма инвестиций страны  $i$  в момент  $t$ ,  $\left(\frac{S}{Y}\right)_{i,t}$  – норма сбережений страны  $i$  в момент  $t$ ,  $\varepsilon_{i,t}$  – ошибка. Такую спецификацию будем называть панельной. Для панельных регрессий были оценены модели с фиксированными и случайными эффектами. В каждом протоколе оценивания приведены тесты на значимость эффектов для FE или RE моделей: F-тест и тест Бройша-Пагана, соответственно. Также для моделей с фиксированными эффектами приведен тест Дарбина-Вотсона, проверяющий остатки на наличие автокорреляции, а для моделей со случайными эффектами – тест Хаусмана, проверяющий состоятельность данной модели.

Важно заметить, что понятие краткосрочной мобильности капитала, для тестирования которой исследователи используют модель с фиксированными эффектами, требует грамотной трактовки. Так, стандартная кроссекционная модель исследует, скорее, межстрановую зависимость между изменением сбережений и инвестиций. Модель с фиксированными эффектами учитывает агрегированные страновые характеристики, тем самым показывая, в основном, как в каждой стране в среднем меняются инвестиции при изменении сбережений. В данном случае это больше похоже на межвременную зависимость.

### 3.1 Эконометрический анализ взаимосвязи сбережений и инвестиций по наиболее полной выборке стран с доступными статистическими данными

В таблицах и представлены результаты кросссекционных оценок для стран ОЭСР. Из результатов оценивания кросссекционной модели видно, что для предкризисных периодов (1996-2001, 2002-2007 и 1996-2007 годы) значения FN-коэффициента относительно невелики, либо даже незначимы. С увеличением выборки (1996-2016) FN-коэффициент возрастает, что может свидетельствовать о снизившейся мобильности капитала после мирового финансового кризиса 2008-2009 годов. Модели в таблице , соответствующие посткризисным периодам, показывают, что после кризиса действительно наблюдается рост корреляции между нормами инвестиций и сбережений, что может говорить о снижении мобильности капитала в результате кризиса. Незначительные количественные отличия в значениях коэффициентов, оцененных на разных посткризисных промежутках, не дают возможности строго судить о динамике коэффициента.

Таблица 1 – Результаты оценивания кросс-секционной модели для стран ОЭСР

	1996 – 2001	2002 – 2007	1996 – 2007	1996 – 2016
Сбережения	0.22 (0.16)	0.24** (0.11)	0.22* (0.13)	0.30*** (0.11)
Константа	19.10*** (4.00)	18.46*** (2.81)	19.10*** (3.15)	15.88*** (2.48)
R <sup>2</sup>	0.09	0.14	0.11	0.33
Наблюдения	30	30	30	30
p (Голдфелда-Квандта)	0.17	0.13	0.05	0.08
p (Бройша-Пагана)	0.27	0.47	0.41	0.03
Критерий Шварца	170.40	172.08	167.67	150.49

Примечание. Зависимая переменная – норма инвестиций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тесты на гетероскедастичность (Голдфелда-Квандта и Бройшу-Паганы) и информационный критерий Шварца. \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1

Источник: расчёты авторов.

Таблица 2 – Результаты оценивания кросс-секционной модели для стран ОЭСР

	2009 – 2016	2009 – 2013	2009 – 2014	2014 – 2016
Сбережения	0.36*** (0.12)	0.36*** (0.10)	0.37*** (0.10)	0.36** (0.15)
Константа	12.71*** (2.66)	12.82*** (2.01)	12.61*** (2.06)	12.54*** (3.66)
R <sup>2</sup>	0.47	0.44	0.46	0.47
Наблюдения	30	30	30	30
p (Голдфелда-Квандта)	0.00	0.08	0.08	0.06
p (Бройша-Пагана)	0.01	0.03	0.03	0.24
Критерий Шварца	151.65	153.86	152.62	156.70

Примечание. Зависимая переменная – норма инвестиций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тесты на гетероскедастичность (Голдфелда-Квандта и Бройшу-Паганы) и информационный критерий Шварца. \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1  
 Источник: расчёты авторов.

Из таблицы и видно, что для стран с высоким доходом коэффициент при норме сбережений является незначимым на всех временных промежутках, за исключением промежутка 2014-2016гг., где коэффициент значим на 10%, однако всё ещё не очень высок. Тем не менее, это также может косвенно свидетельствовать в пользу снизившейся мобильности капитала в данном периоде.

Таблица 3 – Результаты оценивания кросс-секционной модели для стран с высоким доходом

	1996 – 2001	2002 – 2007	1996 – 2007	1996 – 2016
Сбережения	0.19 (0.17)	0.09 (0.19)	0.09 (0.17)	0.11 (0.13)
Константа	16.67*** (4.96)	19.11** (6.76)	19.44*** (5.61)	18.84*** (4.46)
R <sup>2</sup>	0.11	0.05	0.06	0.10
Наблюдения	16	16	16	16
p (Голдфелда-Квандта)	0.55	0.15	0.46	0.29
p (Бройша-Пагана)	0.31	0.06	0.05	0.19
Критерий Шварца	105.84	105.78	97.69	100.32

Примечание. Зависимая переменная – норма инвестиций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тесты на гетероскедастичность (Голдфелда-Квандта и Бройшу-Паганы) и информационный критерий Шварца. \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1  
 Источник: расчёты авторов.

Таблица 4 – Результаты оценивания кросс-секционной модели для стран с высоким доходом

	2009 – 2016	2009 – 2013	2009 – 2014	2014 – 2016
Сбережения	0.16 (0.12)	0.09 (0.11)	0.10 (0.11)	0.28* (0.16)
Константа	16.56*** (4.74)	18.61*** (4.25)	18.15*** (4.38)	13.63** (5.58)
R <sup>2</sup>	0.17	0.07	0.08	0.30
Наблюдения	16	16	16	16
p (Голдфелда-Квандта)	0.49	0.40	0.46	0.65
p (Бройша-Пагана)	0.53	0.32	0.48	0.66
Критерий Шварца	110.86	111.32	111.24	112.67

Примечание. Зависимая переменная – норма инвестиций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тесты на гетероскедастичность (Голдфелда-Квандта и Бройшу-Паганы) и информационный критерий Шварца. \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1

Источник: расчёты авторов.

В таблице и таблице представлены результаты оценивания модели для стран с доходом выше среднего. Корреляция сбережений и инвестиций оказалась значима на всех временных промежутках. Стоит отметить, что поведение коэффициента на докризисных и посткризисных временных промежутках совпадает со странами ОЭСР: на докризисном периоде значения коэффициента невысоки, а на посткризисном несколько возрастают, что может говорить об ограничении мобильности капитала в результате мирового финансового кризиса 2008-2009 годов.

Таблица 5 – Результаты оценивания кросс-секционной модели для стран с доходом выше среднего

	1996 – 2001	2002 – 2007	1996 – 2007	1996 – 2016
Сбережения	0.29 <sup>***</sup> (0.08)	0.23 <sup>**</sup> (0.09)	0.24 <sup>***</sup> (0.07)	0.30 <sup>***</sup> (0.09)
Константа	17.09 <sup>***</sup> (1.84)	18.76 <sup>***</sup> (1.85)	18.18 <sup>***</sup> (1.64)	17.82 <sup>***</sup> (2.07)
R <sup>2</sup>	0.36	0.21	0.29	0.34
Наблюдения	40	40	40	40
p (Голдфелда-Квандта)	0.25	0.09	0.06	0.02
p (Бройша-Пагана)	0.69	0.04	0.20	0.17
Критерий Шварца	242.70	266.75	246.38	253.71

Примечание. Зависимая переменная – норма инвестиций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тесты на гетероскедастичность (Голдфелда-Квандта и Бройшу-Паганы) и информационный критерий Шварца. \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1

Источник: расчёты авторов.

Таблица 6 – Результаты оценивания кросс-секционной модели для стран с доходом выше среднего

	2009 – 2016	2009 – 2013	2009 – 2014	2014 – 2016
Сбережения	0.46*** (0.14)	0.36*** (0.12)	0.40*** (0.13)	0.60*** (0.18)
Константа	14.86*** (3.11)	17.20*** (2.62)	16.37*** (2.78)	12.02*** (3.87)
R <sup>2</sup>	0.46	0.35	0.40	0.54
Наблюдения	40	40	40	40
p (Голдфелда-Квандта)	0.01	0.00	0.00	0.24
p (Бройша-Пагана)	0.01	0.00	0.00	0.10
Критерий Шварца	276.42	277.93	277.64	282.33

Примечание. Зависимая переменная – норма инвестиций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тесты на гетероскедастичность (Голдфелда-Квандта и Бройшу-Паганы) и информационный критерий Шварца. \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1  
Источник: расчёты авторов.

Для рассуждений о краткосрочной мобильности капитала больше подходят модели, использующие всю информацию, предоставляемую панельными данными. Это, например, могут быть панельные регрессии с фиксированными эффектами. Модель с фиксированными эффектами является предпочтительной, если оцениваемые субъекты имеют явно выраженную дифференциацию между друг другом и предполагается наличие особенностей, свойственных субъекту на всём временном промежутке. Так как субъектами в нашем случае являются страны, это описание отлично подходит под нашу выборку. Помимо более эффективного использования информации такие модели позволяют учитывать именно связь изменений сбережений и инвестиций во времени, а не только между странами, что в большей степени отвечает интересующим нас гипотезам.

При оценивании модели с фиксированными эффектами для стран ОЭСР (таблицы и ) на промежутке с 1996 по 2001год FN-коэффициент оказался

незначимым, однако на следующем пятилетнем интервале он резко возрастает. Сравним коэффициенты на длинных докризисных и посткризисных промежутках: 0.46 и 0.33 для 1996-2007гг. и 2009-2016гг. соответственно. Отсюда можно сделать вывод, что мобильность капитала после кризиса выросла, что противоречит гипотезе о снижении мобильности на посткризисных периодах. Однако если детально взглянуть на различные посткризисные периоды, то можно увидеть, что в период 2009-2013гг. значения FN-коэффициенты были выше, чем на периоде 2014-2016, что свидетельствует в пользу некоторого увеличения мобильности капитала по мере восстановления экономик от мирового финансового кризиса 2008-2009 годов.

Таблица 7 – Результаты оценивания модели с фиксированными эффектами для стран ОЭСР

	1996 - 2001	2002 - 2007	1996 - 2007	1996 - 2016
Сбережения	0.17 (0.17)	0.53*** (0.11)	0.46*** (0.12)	0.33** (0.13)
ρ (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
ρ (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.00	0.00	0.00
Наблюдений	180	180	360	630

Примечание. Зависимая переменная – норма инвестиций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ .

Источник: расчёты авторов.

Таблица 8 – Результаты оценивания модели с фиксированными эффектами для стран ОЭСР

	2009 - 2016	2009 - 2013	2009 - 2014	2014 - 2016
Сбережения	0.33*** (0.09)	0.45** (0.21)	0.41** (0.16)	0.31*** (0.07)
ρ (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
ρ (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.00	0.00	1.00

Наблюдений	240	150	180	90
------------	-----	-----	-----	----

Примечание. Зависимая переменная – норма инвестиций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ .

Источник: расчёты авторов.

В таблицах и представлены результаты оценивания модели с фиксированными эффектами для стран с высоким доходом. Величина коэффициентов на всех временных промежутках либо невысока, либо незначима, однако на некоторых промежутках отрицательна, что может сигнализировать о низком качестве моделей, в результате, например, недостаточных объёмов выборки или пропущенных переменных.

Таблица 9 – Результаты оценивания модели с фиксированными эффектами для стран с высоким доходом

	<b>1996 - 2001</b>	<b>2002 - 2007</b>	<b>1996 - 2007</b>	<b>1996 - 2016</b>
Сбережения	-0.24*** (0.08)	0.23 (0.14)	0.11 (0.12)	0.11* (0.06)
р (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
р (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.00	0.00	0.00
Наблюдений	91	96	187	329

Примечание. Зависимая переменная – норма инвестиций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ .

Источник: расчёты авторов.

Таблица 10 – Результаты оценивания модели с фиксированными эффектами для стран с высоким доходом

	<b>2009 - 2016</b>	<b>2009 - 2013</b>	<b>2009 - 2014</b>	<b>2014 - 2016</b>
Сбережения	-0.28*** (0.09)	-0.07 (0.19)	-0.06 (0.17)	-0.41*** (0.09)
р (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
р (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.00	0.00	0.98
Наблюдений	126	80	96	46

Примечание. Зависимая переменная – норма инвестиций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ .

Источник: расчёты авторов.

В таблице и таблице представлены результаты оценивания модели с фиксированными эффектами для стран с доходом выше среднего. На докризисных

промежутках коэффициенты либо незначимы, либо невелики, что свидетельствует о высокой мобильности капитала в этой выборке стран.

Таблица 11 – Результаты оценивания модели с фиксированными эффектами для стран доходом выше среднего

	1996 - 2001	2002 - 2007	1996 - 2007	1996 - 2016
Сбережения	-0.05 (0.11)	0.08 (0.14)	0.16*** (0.06)	0.30** (0.15)
p (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
p (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.00	0.00	0.00
Наблюдений	236	240	476	833

Примечание. Зависимая переменная – норма инвестиций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1.

Источник: расчёты авторов.

Таблица 12 – Результаты оценивания модели с фиксированными эффектами для стран доходом выше среднего

	<b>2009 - 2016</b>	<b>2009 - 2013</b>	<b>2009 - 2014</b>	<b>2014 - 2016</b>
Сбережения	0.07 (0.09)	0.16 (0.14)	0.13 (0.14)	0.20* (0.11)
p (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
p (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.02	0.00	1.00
Наблюдений	317	200	240	117

Примечание. Зависимая переменная – норма инвестиций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1.

Источник: расчёты авторов.

### 3.2 Эконометрический анализ в разрезе стран экспортеров углеводородов

Особый интерес представляют оценки моделей для стран-экспортёров сырья, представленные в таблицах и . На докризисных промежутках значения FN-коэффициента значимы, но не высоки – в районе 0.2. После кризиса не наблюдается резкого роста данного коэффициента, однако на временном промежутке 2014-2016гг. виден резкий скачок коэффициента, что может объясняться резким падением цен на нефть в 2014 и 2015 годах. При этом на временном промежутке 1996-2016 гг. скачка коэффициента не происходит, возможно, ввиду использованного метода оценивания, где нефтяной шок на конце выборки сглаживается из-за усреднения наблюдений на длительном временном промежутке. Это согласуется с тем утверждением, что коэффициенты кросс-секционной модели стоит интерпретировать как долгосрочные.

Таблица 13 – Результаты оценивания кросс-секционной модели для стран-экспортёров сырья

	1996 – 2001	2002 – 2007	1996 – 2007	1996 – 2016
Сбережения	0.22*** (0.07)	0.20* (0.10)	0.19** (0.08)	0.21*** (0.07)
Константа	16.59*** (2.17)	16.81*** (3.12)	17.31*** (2.29)	17.81*** (2.31)
R <sup>2</sup>	0.25	0.14	0.18	0.17
Наблюдения	27	27	27	27
p (Голдфелда-Квандта)	0.33	0.03	0.24	0.23
p (Бройша-Пагана)	0.88	0.09	0.44	0.43
Критерий Шварца	161.36	185.81	167.50	173.96

Примечание. Зависимая переменная – норма инвестиций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тесты на гетероскедастичность (Голдфелда-Квандта и Бройшу-Паганы) и информационный критерий Шварца. \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1  
Источник: расчёты авторов.

Таблица 14 – Результаты оценивания кросс-секционной модели для стран-экспортёров сырья

	2009 – 2016	2009 – 2013	2009 – 2014	2014 – 2016
Сбережения	0.35** (0.15)	0.20* (0.11)	0.23* (0.13)	0.58*** (0.21)
Константа	14.34*** (4.48)	18.84*** (3.70)	18.02*** (3.96)	9.60 (5.79)
R <sup>2</sup>	0.28	0.12	0.15	0.49
Наблюдения	27	27	27	27
p (Голдфелда-Квандта)	0.00	0.02	0.01	0.01
p (Бройша-Пагана)	0.04	0.09	0.06	0.03
Критерий Шварца	195.66	196.07	197.42	196.13

Примечание. Зависимая переменная – норма инвестиций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тесты на гетероскедастичность (Голдфелда-Квандта и Бройшу-Паганы) и информационный критерий Шварца. \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1

Источник: расчёты авторов.

В таблицах и представлены результаты оценивания модели с фиксированными эффектами для стран-экспортёров сырья. FН-коэффициенты получились либо незначимы, либо отрицательны, что может говорить о невысоком качестве моделей.

Важно отметить, что в результате проведения теста на значимость фиксированных эффектов (сведение к модели пула, F-тест) ни для одного временного промежутка гипотеза о значимости фиксированных эффектов отвергнута не была.

Таблица 15 – Результаты оценивания модели с фиксированными эффектами для стран-экспортёров

	1996 - 2001	2002 - 2007	1996 - 2007	1996 - 2016
Сбережения	-0.22** (0.09)	0.07 (0.12)	0.09 (0.06)	0.22 (0.14)
p (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
p (Дарбина-Вотсона)	0.01	0.00	0.00	0.00

Наблюдений	157	162	319	558
------------	-----	-----	-----	-----

Примечание. Зависимая переменная – норма инвестиций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ .

Источник: расчёты авторов.

Таблица 16 – Результаты оценивания модели с фиксированными эффектами для стран-экспортёров

	2009 - 2016	2009 - 2013	2009 - 2014	2014 - 2016
Сбережения	-0.18* (0.10)	0.03 (0.16)	0.01 (0.15)	-0.26** (0.11)
p (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
p (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.00	0.00	0.99
Наблюдений	212	135	162	77

Примечание. Зависимая переменная – норма инвестиций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ .

Источник: расчёты авторов.

### 3.3 Анализ на стабильность во времени параметров степени взаимосвязи инвестиций со сбережениями

Во всех предшествующих моделях мы не учитывали возможную инерцию в динамике рассматриваемых переменных. Использование динамических моделей с лагом инвестиций позволит учесть зависимость нормы инвестиций от своих прошлых значений, что как раз и характеризует инерционную составляющую.

Кетенчи [31] исследовала вопрос коинтеграции и наличия структурных сдвигов в рядах инвестиций и сбережений членов Евросоюза. Во время проверки переменных на стационарность автор обнаружила, что гипотеза о наличии единичного корня отвергается для некоторых рядов, однако тесты, позволяющие наличие структурных сдвигов, указали на то, что лишь для малого числа рядов отсутствует единичный корень. Тест Йохансена на наличие коинтеграционных соотношений выявил наличие как минимум одного такого соотношения, что позволило перейти к использованию методологии Керживал-Перрона, которая не отвергла гипотезу об отсутствии структурных сдвигов для большинства стран, что позволило перейти к оценке регрессий для каждой страны с учётом структурных сдвигов. Наименьшие коэффициенты были получены для Австрии, Латвии, Литвы и Швеции, в то время как наибольшие коэффициенты получились для Бельгии, Польши и Португалии. При тестировании на коинтеграцию автором не было найдено соотношений для Эстонии и Португалии, в то время как для других стран хотя бы один из используемых автором тестов указал на наличие коинтеграционного соотношения. Ма, Ли [32], Кетенчи [33] также исследуют мобильности капитала, используя коинтеграционные соотношения.

В работе 2015 года Кетенчи [34] использует другую эконометрическую технику, позволяющую учесть динамическое поведение потоков капитала, а также позволяющую наблюдать возможные сдвиги коэффициентов в предполагаемое кризисное время. Автор оценивает динамическую модель вида:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{I}{Y}\right)_{it-1} + \alpha_2 D_j + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (15)$$

где  $D_j$  – дамми-переменная, равная единице в годы, соответствующие кризисному периоду.

Для оценки используются квартальные данные стран Евросоюза (кроме Греции, Ирландии, Мальты и Румынии) за период с 1995 года по последнюю четверть 2013 года. Модель оценивается обобщённым методом моментов, а для проверки её робастности автор также параллельно использует оценки FMOLS и DOLS. Хотя коэффициенты для оцененных обобщённым методом моментов моделей немного выше таковых для FMOLS и DOLS, они всё ещё невелики (0.215 и 0.167), что указывает на достаточно высокий уровень мобильности капитала в странах Евросоюза. Опираясь на динамику темпов роста реального ВВП для Евросоюза, автор выбирает период с первой по последнюю четверть 2009 года как кризисный, присваивая переменной  $D_j$  значения 1 на этом отрезке. Оценённые коэффициенты при дамми-переменных получились значимыми и положительными для второй и четвёртой четвертей 2009 года и отрицательными для первой и третьей четвертей. Также автором была оценена модель с дамми-переменными для периода 2007-2009гг. включительно, где оценка при дамми-переменной 2007 года получилась отрицательной, в то время как оценки для дамми-переменных остальных годов положительны, однако значительно меньше по абсолютному значению, что указывает на резкое падение нормы инвестиций в 2007 году и последующий медленный возврат к первоначальному уровню, при практически неизменном коэффициенте при норме сбережений. Проведённое автором исследование позволяет ей заключить, что для данной группы стран на выбранном временном промежутке мобильность капитала была высокой, однако присутствовали некоторые ограничения мобильности в зависимости от объема инвестиций прошлого периода.

В работе Кетенчи [35] автор рассматривает группу крупнейших в терминах ВВП стран Азии (Китай, Индия, Индонезия, Япония, Россия, Южная Корея, Турция) на промежутке с 1995 по 2011 годы. В результате оценки панельных моделей с фиксированными и случайными эффектами для периодов 1995-2011гг. и 2000-2011гг. автор приходит к выводу, что капитал был мобилен в этом регионе, однако с некоторыми ограничениями. Исключая из выборки Китай, автор получила

значимые оценки для модели с фиксированными эффектами равные 0.25 и 0.37 для соответствующих временных промежутков. То есть исключение Китая из выборки снизило значения коэффициента на промежутке 1995-2011гг. и не повлияло на его значения на периоде 2000-2011гг. Это говорит о низкой мобильности капитала в Китае, что, по мнению автора, может объясняться тем, что в Китае вплоть до 90-ых центральный банк и коммерческие банки подвергались постоянным вмешательствам со стороны государства, что приводило к неэффективному использованию капитала и потерянному интересу инвесторов.

Юнас [36] рассуждает о том, как глобализация должна снижать транзакционные и информационные издержки, связанные с движением капитала, и, тем самым, предлагает больше возможностей для диверсификации портфелей. Также автор задаётся вопросом, как насилие и угрозы террористических атак могут вызывать увеличение сбережений в виду возрастающей неопределённости относительно дохода индивидов. Для проверки своих предположений автор исследует взаимосвязь норм сбережений и инвестиций в 123 развивающихся странах на периоде 1976-2008гг. с помощью динамической панельной модели, используя «открытость» экономики и терроризм как контрольные переменные. Используя метод обобщенных моментов в варианте, предложенном Бланделлом и Бондом, автор получает оценки, указывающие на положительное (снижающее мобильность капитала) влияние терроризма на коэффициент при инвестициях и отрицательное влияние глобализации, при этом даже небольшие изменения индекса глобализации покрывают положительный эффект, накладываемый терроризмом.

Холмс и Отеро [37] изучают мобильность капитала на группе из 25 стран ОЭСР за период 1970-2011гг. Авторы используют ССЕМГ оценки (среднегрупповые оценки с кросс-коррелированными эффектами), то есть оценивают регрессию нормы инвестиций на норму сбережений и средние значения нормы инвестиций и нормы сбережений для заданного года с целью избавиться от шоков, сопутствующих выбранному году. Усредняя полученные коэффициенты, авторы получают ССЕМГ оценки, равные 0.334 для модели без учёта структурных сдвигов и 0.179 для модели без учётов структурных сдвигов, что не противоречит гипотезе о мобильности капитала в странах ОЭСР на выбранном временном периоде, но в тоже время указывает на имеющиеся ограничения мобильности.

Оценки, полученные из уравнений со счётом текущих операций, привели к выводам, согласующимся с результатами, полученными из предыдущей спецификации модели.

Тавра с соавторами [38] провели мета-анализ публикаций на тему парадокса Фельдштейна-Хориоки и мобильности капитала, собрав 1651 оценку из многочисленных статей, посвященных этой теме. Из отобранных оценок примерно 1200 оказались оценками для стран ОЭСР и чуть менее 400 для развивающихся стран. Большая часть оценок была получена с использованием кросс-секционного подхода (примерно 700), немногим менее с использованием анализа временных рядов и около 300 оценок было получено с использованием панельных регрессий. Значительная часть работ, посвященных данной теме, используют спецификацию Фельдштейна-Хориоки, в то время как лишь малая часть, менее 200 работ использует спецификацию модели со счётом текущих операций. Для отобранных коэффициентов количество оценок, полученных из динамических моделей, примерно в три раза меньше таковых из нединамических моделей.

Перейдём теперь к построению новых моделей, упомянутых выше. Сначала рассмотрим кросс-секционную модель, использующую в качестве зависимой переменной счёт текущих операций. Модель, заданная следующими уравнениями, аналогично работе [37]:

$$CA_i = \beta_0 + \beta_1 I_i + \varepsilon_i, \quad (16)$$

$$CA_i = \gamma_0 + \gamma_1 S_i + \zeta_i \quad (17)$$

где  $CA$  – счёт текущих операций, нормированный на ВВП.

Такая модель может быть рассмотрена в формате панельных моделей с фиксированными и случайными эффектами. Данные модели, как уже говорилось ранее, несколько больше отвечают нашим требованиям, так как в отличие от кросс-секционных моделей они проверяют именно межвременную зависимость.

Оценки таких моделей для стран ОЭСР представлены в таблицах , , , . Значения коэффициентов близкие по модулю к единице указывают на высокую мобильность капитала с 1996 по 2001 года. Для более продолжительного периода с 1996 года по 2007 коэффициент при норме инвестиций также близок к единице,

коэффициент при норме сбережений равен 0.4 и значим, что также указывает на высокую мобильность капитала, а также на возможное влияние инвестиционных бумов или спадов на счёт текущих операций на данном промежутке. Это наблюдение подтверждается оценками для периода 2002-2007гг. с высокими значениями коэффициента при норме инвестиций и незначимым коэффициентом при норме сбережений, что сужает отрезок, на котором происходил резкий рост или спад инвестиций. На посткризисных периодах оценки при сбережениях близки к 0.5, оценки при инвестициях или незначимы или ниже докризисных оценок, что говорит о смене причины дефицита/профицита счёта текущих операций на падающие/растущие сбережения или о появлении некоторых ограничений мобильности.

Таблица 17 – результаты оценивания модели со счётом текущих операций с фиксированными эффектами для стран ОЭСР

	1996 - 2001	2002 - 2007	1996 - 2007	1996 - 2016
Инвестиции	-0.89*** (0.14)	-0.81*** (0.23)	-0.80*** (0.12)	-0.70*** (0.08)
р (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
р (Дарбина-Вотсона)	0.01	0.00	0.00	0.00
Наблюдений	157	174	331	601

Примечание – Зависимая переменная – счёт текущих операций, объясняющая – норма инвестиций. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ .

Источник: расчёты авторов.

Таблица 18 – результаты оценивания модели со счётом текущих операций с фиксированными эффектами для стран ОЭСР

	1996 - 2001	2002 - 2007	1996 - 2007	1996 - 2016
Сбережения	0.83*** (0.22)	0.25 (0.16)	0.40* (0.21)	0.51*** (0.11)
p (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
p (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.00	0.00	0.00
Наблюдений	157	174	331	601

Примечание – Зависимая переменная – счёт текущих операций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1. Источник: расчёты авторов.

Таблица 19 – результаты оценивания модели со счётом текущих операций с фиксированными эффектами для стран ОЭСР

	2009 - 2016	2009 - 2013	2009 - 2014	2014 - 2016
Инвестиции	-0.45 (0.29)	-0.89*** (0.16)	-0.79*** (0.19)	-0.31** (0.12)
p (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
p (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.30	0.00	1.00
Наблюдений	240	150	180	90

Примечание – Зависимая переменная – счёт текущих операций, объясняющая – норма инвестиций. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1. Источник: расчёты авторов.

Таблица 20 – результаты оценивания модели со счётом текущих операций с фиксированными эффектами для стран ОЭСР

	2009 - 2016	2009 - 2013	2009 - 2014	2014 - 2016
Сбережения	0.55*** (0.14)	0.58** (0.27)	0.65*** (0.20)	0.41*** (0.11)
p (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
p (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.07	0.00	0.95
Наблюдений	240	150	180	90

Примечание – Зависимая переменная – счёт текущих операций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ .  
Источник: расчёты авторов.

В таблицах , коэффициенты для стран с высоким доходом на самом длинном периоде с 1996 по 2016 годы значимы, однако немного отдалены от единицы по модулю, что свидетельствует о наличии некоторых препятствий для мобильности капитала. Они возникают на временном промежутке с 2002 года по 2016 год, так как коэффициенты для промежутка 1996-2001гг. соответствуют идеальной мобильности капитала. Из таблиц , видно, что оценки для посткризисных периодов для данных стран также демонстрируют высокую мобильность капитала. Соответственно, упомянутые ограничения должны проявляться на периоде с 2002 по 2007 год, однако незначимо отличный от нуля коэффициент при норме инвестиций и близкий к единице при норме сбережений свидетельствуют против гипотезы о высокой мобильности капитала на этом временном промежутке. При взгляде на более короткий посткризисный интервал с 2009 по 2013 годы в таблице видим, что коэффициент при норме сбережений равен 0.63, на интервале 2009-2014 равен 0.71 и на промежутке 2009-2016 близок к единице, что указывает на возникновение некоторых ограничений в результате кризиса, однако с отдалением от 2008 года мобильность капитала демонстрирует положительную динамику.  
Таблица 21 – результаты оценивания модели со счётом текущих операций с фиксированными эффектами для стран с высоким доходом

	1996 - 2001	2002 - 2007	1996 - 2007	1996 - 2016
Инвестиции	-1.24***	-0.40	-0.38	-0.66***

	(0.27)	(0.30)	(0.27)	(0.18)
р (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
р (Дарбина-Вотсона)	0.15	0.00	0.00	0.00
Наблюдений	61	66	127	230

Примечание – Зависимая переменная – счёт текущих операций, объясняющая – норма инвестиций. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\*р < 0.01, \*\*р < 0.05, \*р < 0.1.

Источник: расчёты авторов.

Таблица 22 – результаты оценивания модели со счётом текущих операций с фиксированными эффектами для стран с высоким доходом

	1996 - 2001	2002 - 2007	1996 - 2007	1996 - 2016
Сбережения	1.10*** (0.10)	0.93*** (0.06)	0.85*** (0.11)	0.74*** (0.09)
р (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
р (Дарбина-Вотсона)	0.69	0.25	0.00	0.00
Наблюдений	61	66	127	230

Примечание – Зависимая переменная – счёт текущих операций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\*р < 0.01, \*\*р < 0.05, \*р < 0.1.

Источник: расчёты авторов.

Таблица 23 – результаты оценивания модели со счётом текущих операций с фиксированными эффектами для стран с высоким доходом

	2009 - 2016	2009 - 2013	2009 - 2014	2014 - 2016
Инвестиции	-1.69*** (0.33)	-1.00*** (0.19)	-1.01*** (0.20)	-1.95*** (0.25)
р (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
р (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.06	0.03	0.74
Наблюдений	92	58	70	34

Примечание – Зависимая переменная – счёт текущих операций, объясняющая – норма инвестиций. В столбцах 2-5 представлены модели,

оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ .

Источник: расчёты авторов.

Таблица 24 – результаты оценивания модели со счётом текущих операций с фиксированными эффектами для стран с высоким доходом

	2009 - 2016	2009 - 2013	2009 - 2014	2014 - 2016
Сбережения	1.13*** (0.13)	0.63* (0.32)	0.71** (0.29)	1.19*** (0.17)
p (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
p (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.00	0.00	0.99
Наблюдений	92	58	70	34

Примечание – Зависимая переменная – счѐт текущих операций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ .

Источник: расчёты авторов.

Таблицы , , , представляют оцененные модели для стран с доходом выше среднего. Высокие абсолютные значения коэффициентов говорят о высокой мобильности капитала для стран с доходом выше среднего, для посткризисных периодов наблюдается рост абсолютных значений коэффициентов, что свидетельствует об улучшении мобильности капитала на этих периодах.

Таблица 25 – результаты оценивания модели со счётом текущих операций с фиксированными эффектами для стран с доходом выше среднего

	1996 - 2001	2002 - 2007	1996 - 2007	1996 - 2016
Инвестиции	-0.62*** (0.20)	-1.09*** (0.22)	-0.65*** (0.08)	-0.77*** (0.13)
p (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
p (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.00	0.00	0.00
Наблюдений	191	189	380	673

Примечание – Зависимая переменная – счёт текущих операций, объясняющая – норма инвестиций. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ .  
Источник: расчёты авторов.

Таблица 26 – результаты оценивания модели со счётом текущих операций с фиксированными эффектами для стран с доходом выше среднего

	1996 - 2001	2002 - 2007	1996 - 2007	1996 - 2016
Сбережения	1.26*** (0.27)	0.83*** (0.21)	0.73*** (0.15)	0.72*** (0.13)
p (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
p (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.00	0.00	0.00
Наблюдений	191	189	380	673

Примечание – Зависимая переменная – счѐт текущих операций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1. Источник: расчѐты авторов.

Таблица 27 – результаты оценивания модели со счётом текущих операций с фиксированными эффектами для стран с доходом выше среднего

	2009 - 2016	2009 - 2013	2009 - 2014	2014 - 2016
Инвестиции	-0.89*** (0.18)	-0.87*** (0.11)	-0.90*** (0.12)	-0.50** (0.23)
p (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
p (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.25	0.01	0.82
Наблюдений	260	164	196	96

Примечание – Зависимая переменная – счѐт текущих операций, объясняющая – норма инвестиций. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1. Источник: расчѐты авторов.

Таблица 28 – результаты оценивания модели со счётом текущих операций с фиксированными эффектами для стран с доходом выше среднего

	2009 - 2016	2009 - 2013	2009 - 2014	2014 - 2016
Сбережения	0.74*** (0.12)	0.64*** (0.14)	0.68*** (0.14)	0.70*** (0.18)
p (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
p (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.05	0.00	0.46
Наблюдений	260	164	196	96

Примечание – Зависимая переменная – счёт текущих операций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ .  
Источник: расчёты авторов.

Результаты оценивания панельных регрессий для стран-экспортёров сырья представлены в таблицах , , , . На отрезке с 1996 по 2016 годы значения коэффициентов при норме инвестиций и сбережений значимы и равны -0.82 и 0.83 соответственно, что указывает на высокую мобильность капитала. Тем не менее, на докризисном периоде с 1996 года по 2007 год значения отдалены от единицы, что говорит об ограниченной мобильности на этом периоде. На посткризисных периодах значения коэффициентов по модулю близки к единице, что не позволяет отвергнуть гипотезу об абсолютной мобильности капитала на этом периоде для стран-экспортёров сырья.

Таблица 29 – результаты оценивания модели со счётом текущих операций с фиксированными эффектами для стран-экспортёров сырья

	1996 - 2001	2002 - 2007	1996 - 2007	1996 - 2016
Инвестиции	-0.83** (0.36)	-0.92** (0.36)	-0.55*** (0.17)	-0.82*** (0.18)
p (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
p (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.00	0.00	0.00
Наблюдений	126	128	254	452

Примечание – Зависимая переменная – счёт текущих операций, объясняющая – норма инвестиций. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1. Источник: расчёты авторов.

Таблица 30 – результаты оценивания модели со счётом текущих операций с фиксированными эффектами для стран-экспортёров сырья

	1996 - 2001	2002 - 2007	1996 - 2007	1996 - 2016
Сбережения	1.36*** (0.18)	0.95*** (0.12)	0.85*** (0.11)	0.83*** (0.08)
p (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
p (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.00	0.00	0.00
Наблюдений	126	128	254	452

Примечание – Зависимая переменная – счёт текущих операций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1. Источник: расчёты авторов.

Таблица 31 – результаты оценивания модели со счётом текущих операций с фиксированными эффектами для стран-экспортёров сырья

	2009 - 2016	2009 - 2013	2009 - 2014	2014 - 2016
Инвестиции	-1.69*** (0.26)	-1.04*** (0.17)	-1.13*** (0.17)	-1.91*** (0.27)
p (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
p (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.08	0.06	0.99
Наблюдений	176	112	134	64

Примечание – Зависимая переменная – счёт текущих операций, объясняющая – норма инвестиций. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1. Источник: расчёты авторов.

Таблица 32 – результаты оценивания модели со счётом текущих операций с фиксированными эффектами для стран-экспортёров сырья

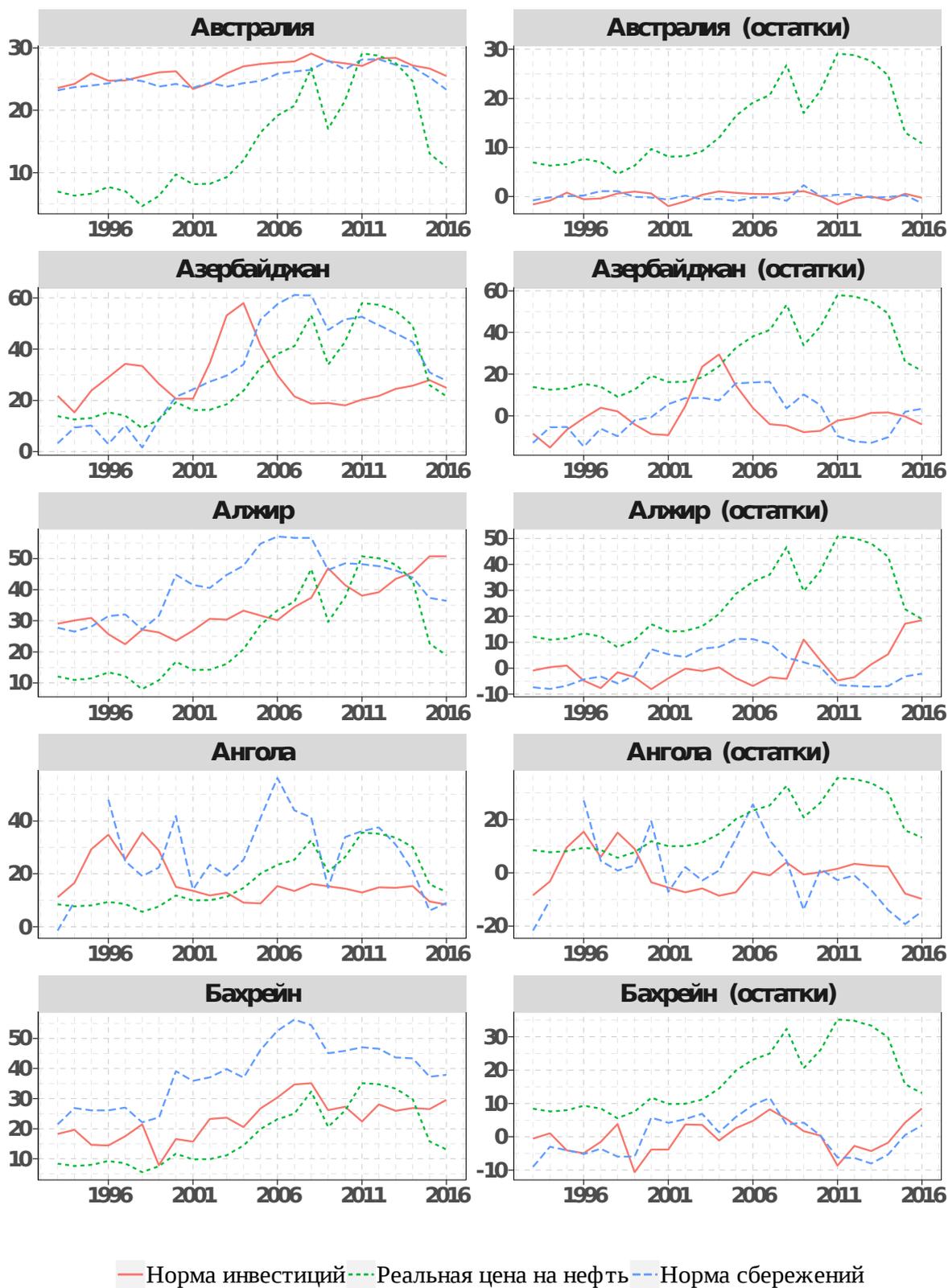
	2009 - 2016	2009 - 2013	2009 - 2014	2014 - 2016
Сбережения	1.08*** (0.12)	0.82*** (0.17)	0.89*** (0.14)	1.11*** (0.14)
p (F-тест)	0.00	0.00	0.00	0.00
p (Дарбина-Вотсона)	0.00	0.00	0.00	0.98
Наблюдений	176	112	134	64

Примечание – Зависимая переменная – счёт текущих операций, объясняющая – норма сбережений. В столбцах 2-5 представлены модели, оцененные на соответствующих заглавиям столбцов промежутках времени. В скобках указаны стандартные ошибки. После оценок коэффициентов представлены количество наблюдений, тест на общую значимость фиксированных эффектов и тест на автокорреляцию ошибок Дарбина-Вотсона; \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1. Источник: расчёты авторов.

В предыдущих моделях мы рассматривали различные группы стран. Теперь сосредоточимся на странах-экспортёрах сырья и рассмотрим их все по отдельности. В частности, рассмотрим графики динамики сбережений и инвестиций как в явном виде, так и в очищенном от цены нефти. Графики представлены на рисунках , , , и . Вместе с нормами сбережений и инвестиций в явном и очищенном от влияния нефтяного рынка виде для стран-экспортёров сырья мы добавили в графики динамику самой цены нефти. Цена нефти имеет отличную от остальных переменных размерность, поэтому на графиках представлено её подогнанное под масштаб значение (цена нефти умножена на некоторый мультипликатор).

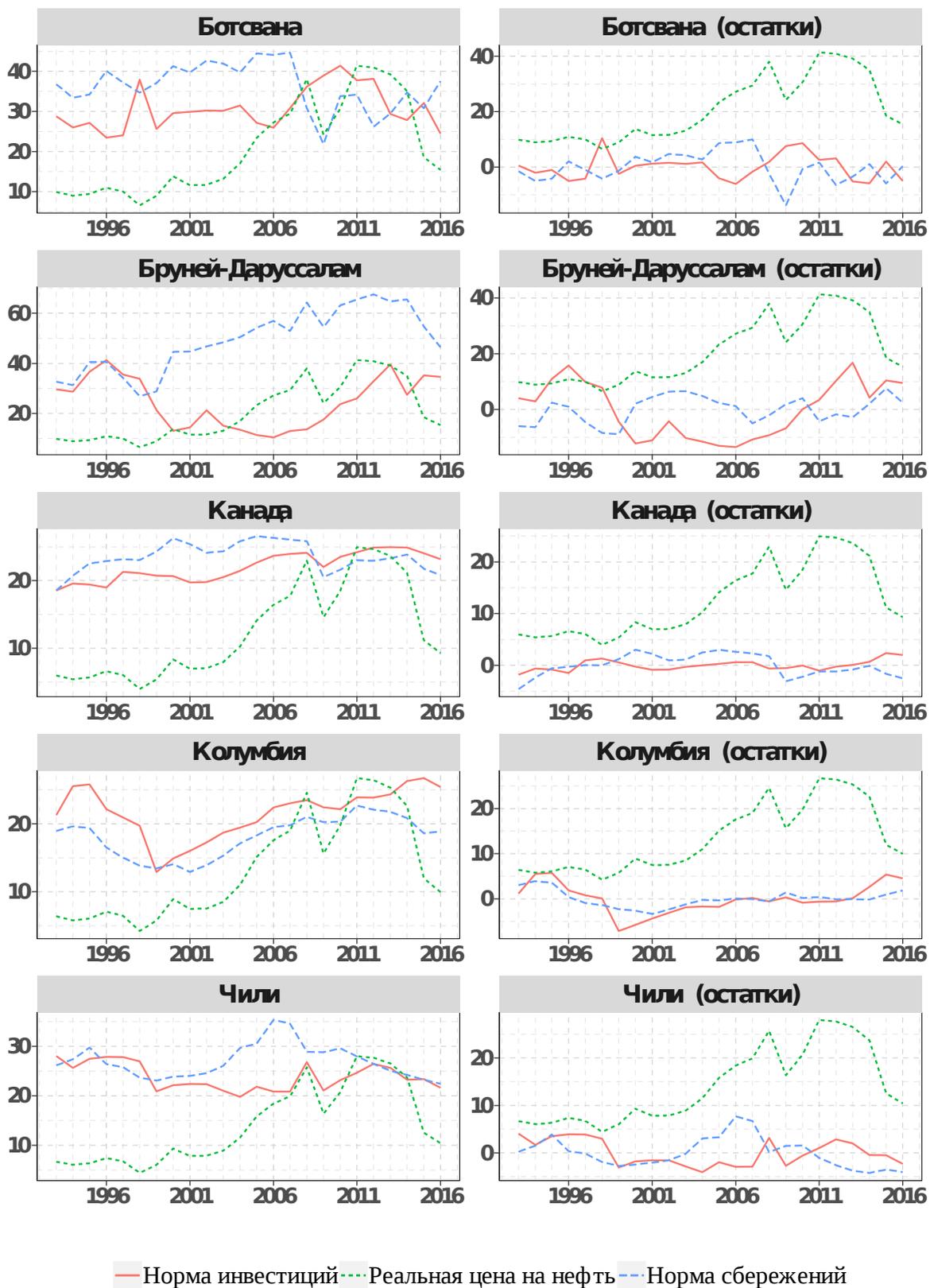
В большинстве рассмотренных моделей для группы стран-экспортёров сырья мы обнаружили незначимую корреляцию между нормами сбережений и инвестиций. В связи с этим мы рассматриваем каждую страну по отдельности, чтобы оценить гомогенность полученного результата внутри выборки. Из графиков мы видим, что хотя в некоторых странах сбережения и инвестиция движутся сонаправлено, в части регионов динамика этих переменных существенно отличается. То же самое можно сказать и о динамике очищенных от цены нефти показателей. Так, в Бахрейне инвестиции и сбережения показывают сходную динамику как до очистки, так и после. Аналогичный вывод можно сделать и для динамики этих показателей в Иране.

Следует отметить, что на рассмотренных графиках не просматривается явной унифицированной зависимости переменных и от лагов нефти.



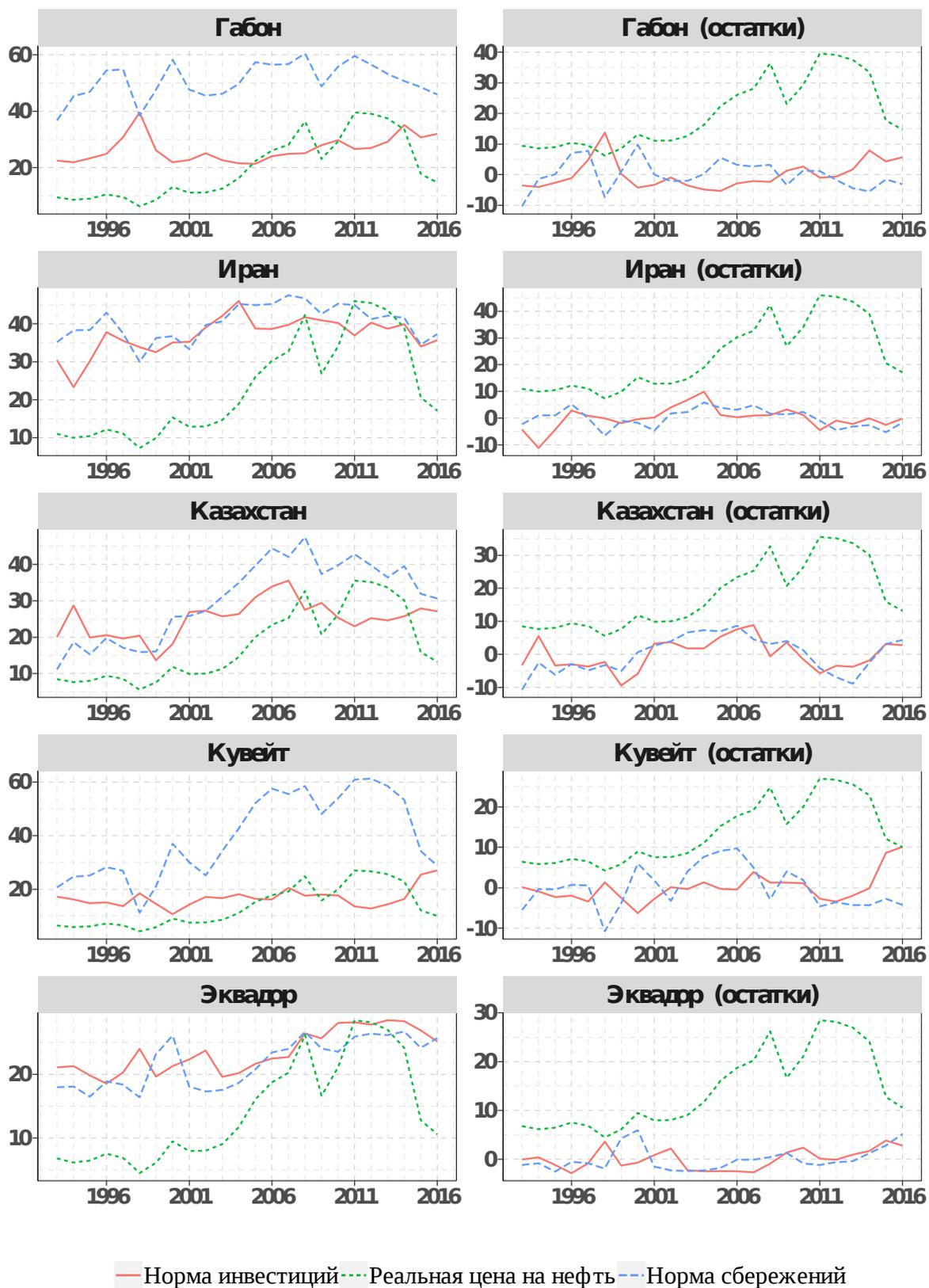
Примечание – В левой части рисунка изображена динамика сырых переменных, в правой – очищенных. Источник: расчёты авторов.

Рисунок 15 – Динамика сырых и очищенных переменных



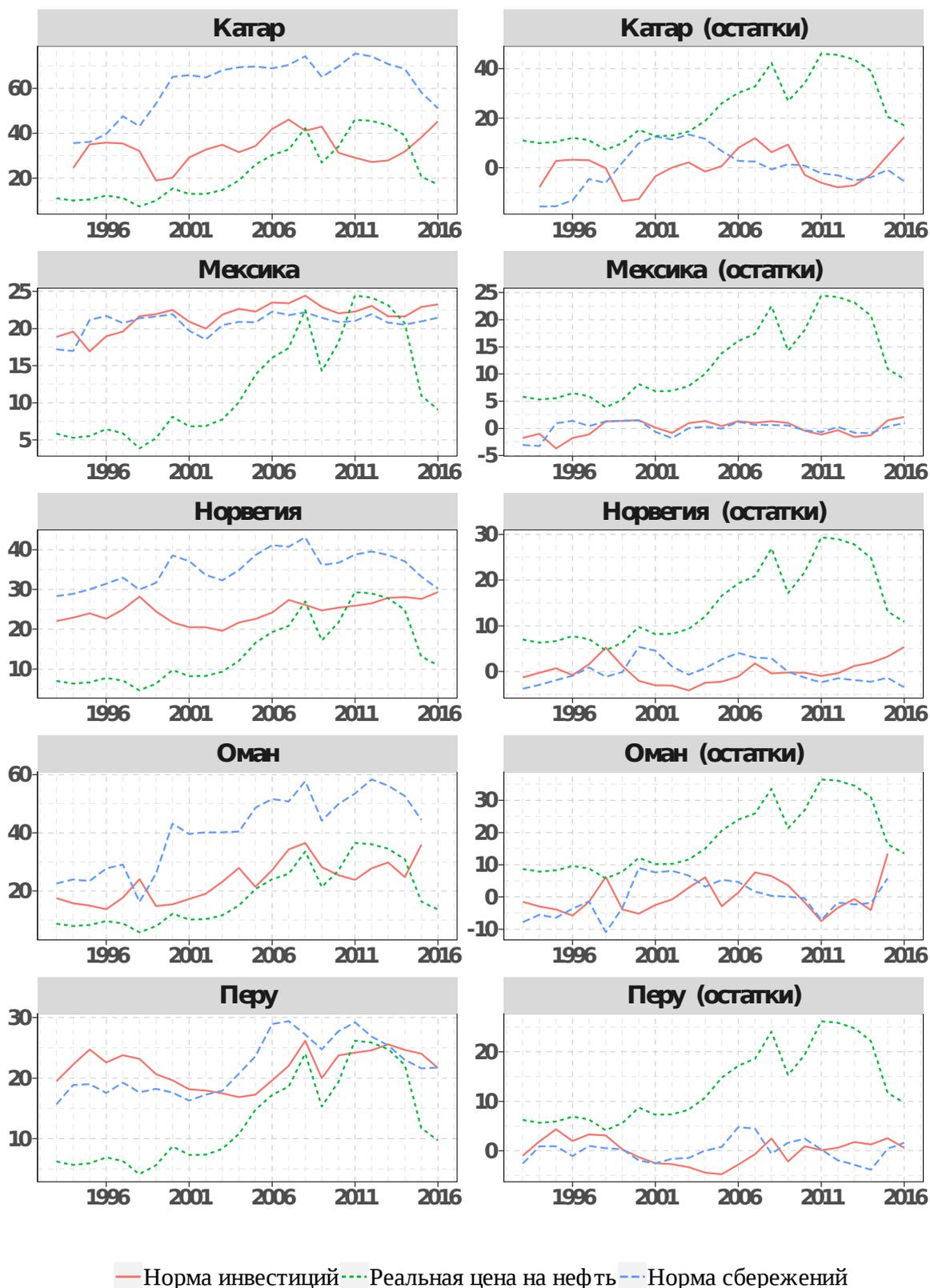
Примечание – В левой части рисунка изображена динамика сырых переменных, в правой – очищенных. Источник: расчёты авторов.

Рисунок 16 – Динамика сырых и очищенных переменных



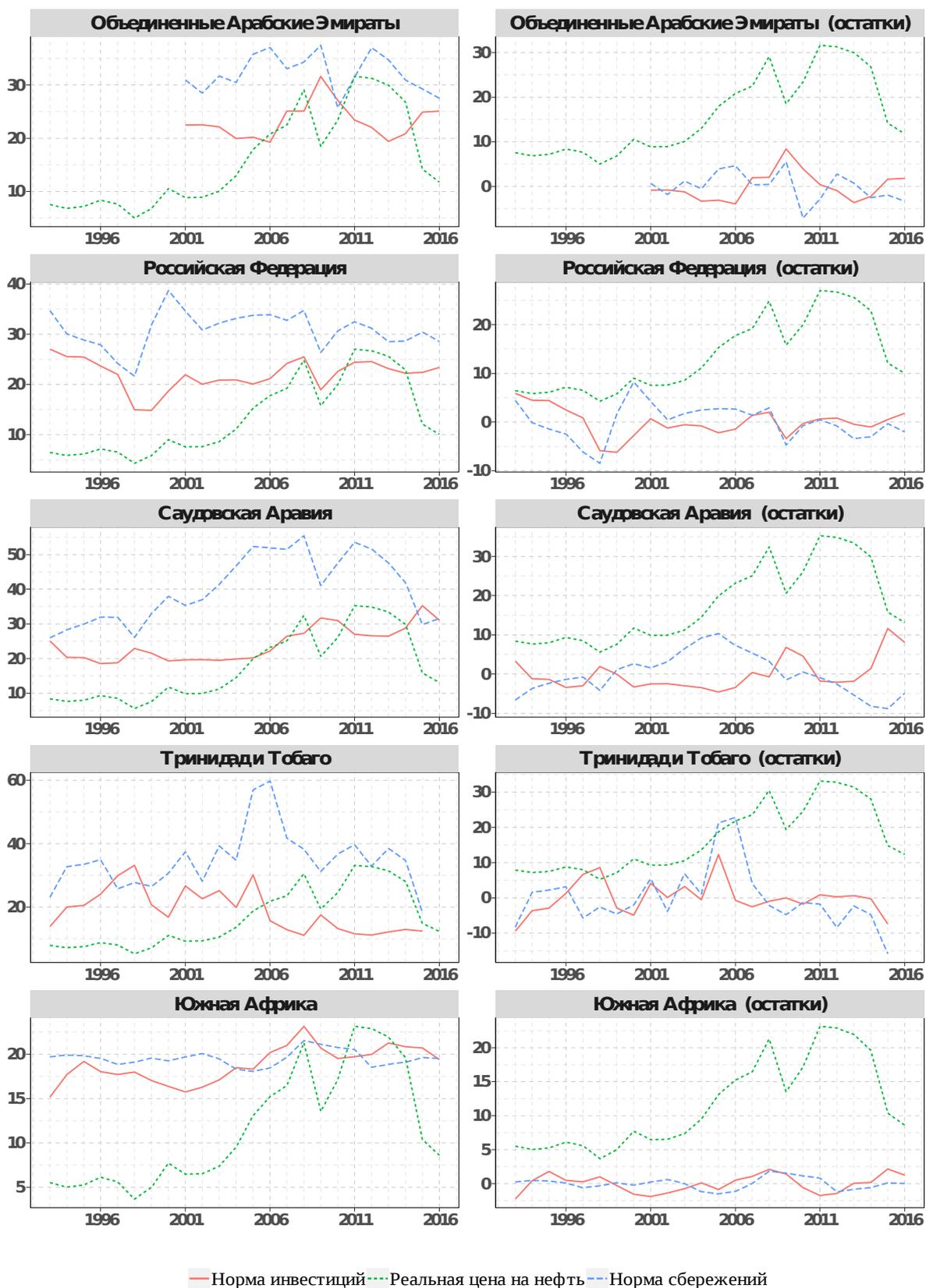
Примечание – В левой части рисунка изображена динамика сырых переменных, в правой – очищенных. Источник: расчёты авторов.

Рисунок 17 – Динамика сырых и очищенных переменных



Примечание – В левой части рисунка изображена динамика сырых переменных, в правой – очищенных. Источник: расчёты авторов.

Рисунок 18 – Динамика сырых и очищенных переменных



Примечание – В левой части рисунка изображена динамика сырых переменных, в правой – очищенных. Источник: расчёты авторов.

Рисунок 19 – Динамика сырых и очищенных переменных

Для полноты статистических выводов следует рассмотреть непосредственно корреляции норм инвестиций и сбережений для каждой страны из группы экспортёров сырья. Данные корреляции вместе с коэффициентом регрессии нормы инвестиций на норму сбережений (в том числе и для очищенных переменных) в рамках линейных регрессий для каждой страны представлены в таблице .

Таблица 33 – результаты оценки коэффициентов в кросс-секционной модели для каждой страны-экспортёра сырья до и после очистки от влияния цен на нефть

Страна	Оценка коэффициента		Корреляция
	До очистки	После очистки	
Бахрейн	0.529***	0.517***	0.821167301
Колумбия	0.987***	1.487***	0.806239248
Австралия	0.757***	0.183	0.765059399
Эквадор	0.602***	0.19	0.695777904
Казахстан	0.318***	0.616***	0.683260706
Иран	0.639***	0.509**	0.622905199
Оман	0.366***	0.205	0.589811064
Мексика	0.712***	0.504**	0.554707787
Перу	0.254*	-0.028	0.400632592
Алжир	0.241	-0.248	0.283472245
Южная Африка	0.532	0.324	0.22854198
Российская Федерация	0.17	0.127	0.205188292
Канада	0.199	0.045	0.203824102
Саудовская Аравия	0.086	-0.477***	0.169748563
Норвегия	0.107	-0.382**	0.164148931
Ангола	0.088	0.217*	0.12976358
Тринидад и Тобаго	0.015	0.266**	- 0.020676504
Катар	0.037	-0.052	-

			0.04197028 1
Азербайджан	-0.049	0.308	- 0.09240928 5
Кувейт	-0.028	-0.094	- 0.12277767
Объединенные Арабские Эмираты	-0.113	-0.118	- 0.12404362 1
Чили	-0.148	-0.155	- 0.18660095
Бруней-Даруссалам	-0.153	-0.47	- 0.19102406 6
Габон	-0.141	-0.372*	- 0.19414906 5
Ботсвана	-0.48***	-0.37**	- 0.53915645 2

Источник: расчёты авторов.

Из таблицы можно увидеть, что корреляции между нормами сбережений и инвестиций находятся в пределах от -0.53 до 0.82. Также нельзя сказать, что подавляющее большинство стран имеет отрицательную или положительную корреляцию. Таким образом, можно заключить, что выборка по этому показателю весьма гетерогенна.

Что касается коэффициентов в парных регрессиях, то часть из них положительны и значимы, большинство же коэффициентов не отличаются значимо от нуля. Лишь для Ботсваны коэффициент получился значимым и отрицательным. В столбце с коэффициентами из моделей для очищенных переменных мы видим, что некоторые коэффициенты потеряли значимость, а некоторые стали значимыми отрицательными. Выборка в данном случае вновь выглядит весьма разнородной. При этом нет возможности разделить страны по уровню дохода так, чтобы коэффициенты внутри группы были похожими.

В итоге можно заключить, что, несмотря на полученный незначимый соответствующий коэффициент в большинстве регрессий для группы стран-экспортёров сырья, нельзя с уверенностью говорить о высокой мобильности капитала в данной группе переменных. Этому можно найти некоторые объяснения.

Так, страны-экспортёры сырья в период подъёмов экономики способны накапливать существенные резервы, которые могут идти на инвестиции в период спада. Это может способствовать достаточно стабильно динамике инвестиций и низкой их зависимости от фазы делового цикла. В пользу такой гипотезы, в частности, свидетельствуют модели со счётом текущих операций, в которых наибольшее влияние на счёт текущих операций оказывает именно изменение сбережений.

Если говорить о значимых отрицательных корреляциях норм сбережений и инвестиций для некоторых стран, то можно предположить, что это объясняется некоторыми сбережениями из предосторожности. Так, в случае, например, политического кризиса в стране, экономические агенты могут снижать уровень инвестиций и одновременно поднимать уровень сбережений, которые могут быть использованы для потребления в последующие периоды в случае реализации негативных рисков.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В данной работе мы детально рассмотрели вопрос мобильности капитала в различных регионах мира. Был проведён обширный обзор литературы, касающейся как эмпирических результатов, характеризующих мобильность капитала в различных регионах мира, так и теоретических моделей. Из обзора эмпирических работ можно выделить некоторые стилизованные факты. Так, во многих регионах мира наблюдается значимая положительная корреляция между нормами сбережений и инвестиций, которая может трактоваться как некоторые ограничения мобильности капитала. В развитых странах обнаруживается более высокая корреляция по сравнению с развивающимися. Также многие эмпирические работы обнаруживают снижение данной корреляции со временем, что трактуется как повышение степени мобильности капитала.

В свою очередь, многие теоретические модели описывают различные механизмы, приводящие к корреляции норм сбережений и инвестиций даже в рамках предпосылки абсолютной мобильности капитала. В частности, такие модели демонстрируют, что региональные и глобальные шоки производительности могут продуцировать положительную корреляцию между сбережениями и инвестициями, не отменяя при этом абсолютную мобильность капитала. Также некоторая коррелированность сбережений и инвестиций может следовать из стационарного поведения ряда счёта текущих операций.

Большинство эмпирических исследований исследуют отдельно развитые (страны ОЭСР) и развивающиеся экономики. В данном исследовании мы также следовали общепринятой тенденции и рассматривали различные группы стран по уровню дохода по отдельности: страны ОЭСР, страны с высоким доходом и страны с доходом выше среднего (не входящие в ОЭСР). Однако, помимо данной классификации стран мы также сконцентрировали своё внимание на двух отдельных группах: страны-экспортёры сырья. Данные группы стран представляют существенные интерес тем, что имеют, возможно, особые механизмы связи сбережений и инвестиций, а также тем, что включают в себя Россию.

В нашем исследовании мы использовали широкий набор эконометрических спецификаций. Сюда вошли классические кросс-секционные модели, модели с

фиксированными и случайными эффектами, модели, использующие в качестве зависимой переменной счёт текущих операций, динамические модели, а также пороговые регрессии. Среди полученных результатов, в первую очередь, следует отметить большую корреляцию между сбережениями и инвестициями в развитых странах, нежели в развивающихся. Данный результат достаточно робастен к выбору эконометрической спецификации и соответствует актуальной эмпирической литературе. Что касается динамики мобильности капитала во времени, то ухудшение данного показателя после мирового финансового кризиса 2008 года наблюдалось в менее развитых экономиках, которые изначально имели достаточно хороший показатель мобильности капитала.

Существенный интерес представляют результаты для группы стран-экспортёров сырья. В подавляющем большинстве моделей наблюдается незначимый коэффициент при сбережениях, что косвенно может свидетельствовать в пользу гипотезы об абсолютной мобильности капитала для данной группы стран. Более детальный анализ и оценка модели для каждой страны в отдельности свидетельствует о существенной разнородности в степени мобильности капитала в данной группе стран. Частично же незначимый коэффициент можно объяснить тем, что такие страны могут накапливать существенные сбережения (резервы) в период экономического подъёма и тратить их на инвестиции в периоды экономического спада, тем самым поддерживая достаточно определённый уровень инвестиций независимо от размеров сбережений. Если говорить о значимых отрицательных корреляциях норм сбережений и инвестиций для некоторых стран, то можно предположить, что это объясняется некоторыми сбережениями из предосторожности. Так, в случае, например, политического кризиса в стране, экономические агенты могут снижать уровень инвестиций и одновременно поднимать уровень сбережений, которые могут быть использованы для потребления в последующие периоды в случае реализации негативных рисков.

## СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Feldstein M., Horioka C. Domestic Saving and International Capital Flows. *The Economic Journal*, Vol. 90, No. 358, June 1980. pp. 314-329.
2. Murphy R.G. Capital mobility and the relationship between saving and investment rates in OECD countries. *Journal of International Money and Finance*, No. 3, December 1984. pp. 327-342.
3. Harberger A.C. Vignettes on the world capital market. *The American Economic Review*, Vol. 70, No. 2, May 1980. pp. 331-337.
4. Baxter M., Crucini M. Explaining Saving-Investment Correlations. *The American Economic Review*, Vol. 83, No. 3, June 1993. pp. 416-436.
5. Coakley J., Kulasi F., and Smith R. Current Account Solvency and the Feldstein-Horioka Puzzle. *The Economic Journal*, Vol. 106, No. 436, May 1996. pp. 620-627.
6. Jansen W.J. Can the intertemporal budget constraint explain the Feldstein-Horioka puzzle? *Economics Letters*, No. 56, April 1997. pp. 77-83.
7. Sachida A., Caetano M.A.R. The Feldstein-Horioka puzzle revisited. *Economics Letters*, No. 68, January 2000. pp. 85-88.
8. Nell K.S., Santos L.D. The Feldstein-Horioka hypothesis versus the long-run solvency constraint model: A critical assessment. *Economics Letters*, No. 98, 2008. pp. 66-70.
9. Coiteux M., Olivier S. The saving retention coefficient in the long run and in the short run: evidence from panel data. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19, 2000. pp. 535-548.
10. Krol R. International capital mobility: evidence from panel data. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, No. 3, 1996. pp. 467-474.
11. Ho T.W. The Feldstein-Horioka puzzle revisited. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 21, 2002. pp. 555-564.
12. Ho T.W. The saving-retention coefficient and country-size: The Feldstein-Horioka puzzle reconsidered. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 25, 2003. pp. 387-396.
13. Summers L.H. Tax policy and international competitiveness. *International Aspects of Financial Policies*, 1988.
14. Barro R.J., Mankiw G.N., and Sala-i-Martin X. Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth. NBER Working Paper, Vol. 4206, 1995.
15. Bai Y., Zhang J. Solving the Feldstein-Horioka puzzle with financial frictions. *Econometrica*, Vol. 78, No. 2, March 2010. pp. 603-632.
16. Chang Y., Smith T.R. Feldstein-Horioka puzzles. *European Economic Review*, Vol. 72, September 2014. pp. 98-112.
17. Fouquau J., Hurlin C., and Rabaud I. The Feldstein-Horioka puzzle: A panel smooth transition regression approach. *Economic Modelling*, Vol. 25, 2008. pp. 284-299.
18. Giannone D., Lenza M. The Feldstein-Horioka fact. NBER International Seminar on Macroeconomics, Vol. 6, No. 1, 2004. pp. 103-117.

19. Helliwell J.F. Demographic changes and international factor mobility // *Global Demographic Change: Economic Impacts and Policy Changes*. December 2004. pp. 369-420.
20. Kasuga H. Saving–investment correlations in developing countries. *Economics Letters*, Vol. 83, 2004. pp. 371-376.
21. Cooper R. N. Global imbalances: globalization, demography, and sustainability // *Journal of Economic Perspectives*. – 2008. – T. 22. – №. 3. – C. 93-112.
22. Caballero R. J., Farhi E., Gourinchas P. O. An equilibrium model of " global imbalances" and low interest rates // *American economic review*. – 2008. – T. 98. – №. 1. – C. 358-93.
23. Claessens S., Klingebiel D., Schmukler S. L. Government bonds in domestic and foreign currency: the role of institutional and macroeconomic factors // *Review of International Economics*. – 2007. – T. 15. – №. 2. – C. 370-413.
24. Backus D. K., Kehoe P. J. On the denomination of government debt: a critique of the portfolio balance approach // *Journal of Monetary Economics*. – 1989. – T. 23. – №. 3. – C. 359-376.
25. Watanabe T. et al. The optimal currency composition of government debt // *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*. – 1992. – T. 10. – №. 2. – C. 31-62.
26. Schwartz A. J. The rise and fall of foreign exchange market intervention. – *National Bureau of Economic Research*, 2000. – №. w7751.
27. <http://www.bloomberg.com/apps/news?pid=newsarchive&sid=ayeDQxh3tZiI>
28. Tovar C. E. International government debt denominated in local currency: recent developments in Latin America. – 2005.
29. Gourinchas P. O., Rey H. International financial adjustment // *Journal of political economy*. – 2007. – T. 115. – №. 4. – C. 665-703.
30. Hausmann R., Eichengreen B. Original sin: the pain, the mystery, and the road to redemption // *Conference Currency and Maturity Matchmaking: Redeeming Debt from Original Sin*, Inter-American Development Bank, Washington, DC, November. Ratings and Investment Information Inc., Tokyo.
31. Ketenci N. The Feldstein–Horioka Puzzle and structural breaks: Evidence from EU members // *Economic Modelling*. 2012. Vol. 29. No. 2. P. 262-270.
32. Ma W., Li H. Time-varying saving–investment relationship and the Feldstein–Horioka puzzle // *Economic Modelling*. 2016. Vol. 53. P. 166-178.
33. Ketenci N. The Feldstein–Horioka puzzle in groupings of OECD members: A panel approach // *Research in Economics*. 2013 Vol. 67, No. 1. P. 76-87.
34. Ketenci N. Capital mobility in the panel GMM framework: Evidence from EU members // *The European Journal of Comparative Economics*. 2012. Vol. 12. No. 1. P. 3-19.
35. Ketenci N. The Feldstein–Horioka Puzzle and Structural Breaks: Evidence from the Largest Countries of Asia // *The Journal of Applied Economic Research*. 2016. Vol. 10, No. 3. P. 337-354.
36. Younas J. Terrorism, openness and the Feldstein–Horioka paradox // *European Journal of Political Economy*. 2015. Vol. 38. P. 1-11.

37. Holmes M.J., Otero J. Re-examining the Feldstein–Horioka and Sachs' views of capital mobility: A heterogeneous panel setup // *International Review of Economics & Finance*. 2014. Vol. 33. P. 1-11.