

Национальный исследовательский университет -
Высшая школа экономики

Международный Институт Экономики и Финансов

ВЫПУСКНАЯ КВАЛИФИКАЦИОННАЯ РАБОТА

на тему: **Анализ рынка форвардных контрактов на валюту и поиск причин
ошибки форвардного дисконта.**

Студент 4 курса, 2 группы

Бабаханова Илонна Вадимовна

Научный руководитель

PhD, Гельман Сергей Викторович

МОСКВА, 2013 год

Содержание:

Введение. Цель работы	
Глава 1. Теоретическая основа работы	3
Глава 2. Обзор предыдущих исследований	7
Глава 3. Исследование	12
Часть 1. Анализ гипотезы о несмещенности форвардного дисконта как предсказателя будущего изменения спотового курса	12
1.1 Проверка данных на наличие аномалии	12
1.2 Проверка предположения о проблеме Песо	18
1.3 Анализ влияния волатильности на ошибку форвардного дисконта с помощью модели ARCH-in-mean	21
Часть 2. Анализ причин аномалии форвардного дисконта	25
2.1 Оценка стандартной регрессии	25
2.2 Разложение ошибки форвардного дисконта на премию за риск и ошибку ожиданий аналитиков	28
2.3 Проверка гипотезы о наличии премии за риск на значимость	31
2.4 Проверка гипотезы о нерациональности ожиданий на значимость	35
Заключение. Критический обзор результатов исследования и предложения для дальнейшего исследования.	41
Список использованной литературы.	43
Приложение 1. Исходные данные	44.
Приложение 2. Результаты регрессий $\Delta s_t = \alpha + \beta fd_t^{t+1} + \varepsilon_{t+1}$	48
Приложение 3. Тесты для выбора спецификации панельных данных.	57
Приложение 4. Тесты на стационарность переменных.	62
Приложение 5. Вариации и ковариации.	65
Приложение 6. Дополнительные регрессии (панельные данные)	66

Введение. Цель работы

Данная работа посвящена анализу рынка форвардных контрактов на валюту.

Рынок валюты является одним из самых ликвидных. Изменения обменного курса могут причинить огромный ущерб бизнесу компании, имеющей позиции в разных валютах. Поэтому на этом рынке широко применяются разнообразные инструменты хеджирования валютного риска, такие как форварды, фьючерсы, опционы.

Если предположить, что на этом рынке действуют агенты, нейтральные к риску, а их ожидания рациональны, то ожидаемый обменный курс должен хорошо предсказываться форвардным. Однако большая часть исследований конца 20ого века находили, что форвардная премия является смещенным предсказателем изменения спотового курса. Отсутствие эффективности на столь ликвидном рынке ставило в тупик исследователей, которые пытались объяснить данную аномалию, проверяя верность изначальных предпосылок.

Эта тема интересна тем, что дает возможность самим удостовериться в том, что теоретически обоснованные законы иногда не действуют в реальности, а объяснить эту странность можно тысячью разными способами.

Данная работа включает себя обзор прошлых исследований, а так же собственный анализ рынка и выводы. Цель работы изучить, современный рынок форвардных контрактов на валюту: проверить существует ли аномалия на нем, и рассмотреть наиболее вероятные причины полученных результатов.

Глава 1. Теоретическая основа и структура работы.

Исследования рынка форвардных контрактов на валюту стали популярны еще во второй половине прошлого века. Они выявили, что, первое, несмотря на то, что номинальный и реальный обменные курсы сильно коррелированы друг с другом, их вариации в разы больше чем вариация отношений уровней цен в соответствующих странах. Во-вторых, хотя форвардный обменный курс в основном точно предсказывает будущее значение спотового курса, то же самое нельзя сказать о форвардной премии. В реальности оказывается, что изменение спотового курса больше, чем было предсказано форвардной премией. Именно эта аномалия и будет более подробно изучена в основной части работы. Третья аномалия выражается тем, что, не смотря на то, что покрытый процентный паритет соблюдается практически всегда, непокрытый процентный паритет в реальности практически никогда не соблюдается.

Данная работа основывается на четырех исследованиях: Floyd (2004), Froot и Frankel (1989), Flood и Rose (2001), Kim Radalj (2002). Теоретическая база работы взята из первой статьи, написанной Floyd (2004). В ней эффективность рынка контрактов на валюту рассматривается, с точки зрения того, насколько точно форвардный обменный курс предсказывает будущие изменения спотового. Однако, возможно, что неэффективный на первый взгляд рынок, таковым не является, а неэффективность можно объяснить, к примеру, изменяющейся во времени премией за риск. Автор далее поясняет, что среди факторов, влияющих на обменный курс, есть много таких, влияние которых не однозначно, к примеру, экономический рост, технологические изменения, изменения в политике страны. Эти факторы могут влиять как положительно, так и отрицательно на обменный курс, и, так как их влияние трудно предсказать и смоделировать, то лучшим предсказателем будущего спотового курса можно считать его нынешнее значение. Именно предпосылка о том, что агенты на рынке не обладают большей информацией, чем экономисты и все другие люди, а по сути, они не обладают никакой ценной информацией, делает возможной такую гипотезу: рынок является эффективным, если нет корреляции между форвардной премией и изменением будущего спота.

Если рассматривать проблему эффективности именно с этой позиции то, становится очевидным, почему форвардная премия не является хорошим предсказателем будущего изменения спота, однако, большинство исследований находят, что в регрессии коэффициент при форвардной премии зачастую оказывается не просто близким к нулю, но отрицательным.

В работе Radalj (2002) рассмотрены наиболее вероятные причины, объясняющие данный феномен. Первая возможная причина - это проблема песо. Ожидания агентов основаны на прошлых данных, а, следовательно, агенты могут рационально ожидать (не ожидать) события, которые впоследствии не реализуются (реализуются). Другая причина заключается в том, что аксиома о нейтральности инвесторов к риску, которая стандартно принимается при тестировании гипотезы об эффективности, несостоятельна.

Также возможно, что инвесторы совершают систематическую ошибку, формируя ожидания. Так, например, в работе Froot и Frankel (1989), которая была взята за основу во второй части исследования, подробно разбирается возможность как наличия премии за риск, так и наличия систематической ошибки в ожиданиях инвесторов. В исследовании был сделан вывод, что, в то время как премия за риск не может полностью объяснить наличие ошибки форвардного дисконта, систематическая ошибка в ожиданиях может.

В данной работе я попыталась проанализировать рынок форвардных контрактов на валюту с разных сторон. Обзор литературы представит основные исследования на данную тему. Каждое из представленных исследований рассматривает аномалию форвардного дисконта под новым углом. Все эти подходы будут представлены также и во второй части работы.

Вторая глава представляет собой непосредственно исследование. Цель исследования – это рассмотреть рынок форвардных контрактов в целом. Поэтому мною будут рассмотрены 17 валют, которые имеют обращение как в развитых странах, как например, Еврозона, Великобритания, Япония, так и в развивающихся: Россия, Индия, Южная Африка и др. Так же рассматриваемый период с начала 2001 года по апрель 2013 включает себя как кризисные годы (2007-2009), так и относительно спокойные. Анализ будет проводится отдельно для каждой валюты на основе временных рядов и в целом по миру на основе исследования панельных данных.

Каждая часть исследования начинается с общего анализа рынков форвардных контрактов на валюту, так как исходные данные различаются для каждой из частей. В первой части аномалия форвардного дисконта рассматривается при предположении о рациональности ожиданий инвесторов. Сначала я рассматриваю проблему песо как причину ошибки форвардного дисконта. Далее при предположении о низкой толерантности инвесторов в риску я рассматриваю влияние волатильности на ошибку форвардного дисконта, а также моделирую изменение обменного курса с помощью

модели ARCH-in-mean. Полученные результаты в целом соответствуют предыдущим исследованиям. Однако они не дают ответа на вопрос о причинах наблюдаемой аномалии, так как всегда можно поставить под сомнение начальную предпосылку анализа о рациональности ожиданий инвесторов.

Во второй части исследования, я попыталась проверить предпосылку о рациональности с помощью данных прогнозов аналитиков Citigroup. В данной работе я приняла предположение о том, что прогнозы аналитиков, рассылаемые в отчетах клиентам банка, могут служить хорошими прокси для ожидаемых инвесторами обменных курсов. Другими словами, в среднем ожидаемые инвесторам курсы совпадают с прогнозами аналитиков. Предполагается, что ошибка измерения является белым шумом с нулевым средним. Данная предпосылка не имеет фактических доказательств, но необходима для проведения этой части исследования. Таким образом, во второй части ошибка форвардного дисконта будет разложена на две составляющие: премия за риск и систематическая ошибка ожиданий. Затем каждая из гипотез будет протестирована на значимость. Мною был сделан вывод, что премия за риск с большей вероятностью является причиной ошибки форвардного дисконта. Результаты этой части не соответствуют выводам Froot и Frankel (1989), что может быть следствием реально изменившейся конъюнктуры рынков, несоответствия прогнозов аналитиков и ожиданий инвесторов или малой мощности регрессий.

Все возможные объяснения имеют право на существование, и многие из них были подробно изучены. В следующем разделе работы будет представлен краткий обзор предыдущих исследований посвященных анализу рынка форвардных контрактов на валюту.

Глава 2. Обзор предыдущих исследований.

В основе каждой из работ, представленных в обзоре литературы, лежит тестирование популярной гипотезы эффективности рынка, которая, по сути, является синтезом двух: гипотезы об эффективности рынка и условия непокрытого процентного паритета (НПП). Если соблюдается условие НПП, то уравнение (1) должно выполняться.

$$\frac{S_t^{e,t+1} - S_t}{S_t} = \frac{i^d - i^f}{1 + i^f} \quad (1)$$

$S_t^{e,t+1}$ - ожидаемый спотовый обменный курс на период $t+1$

S_t - обменный курс на сегодняшний день (период t)

i^d и i^f - ставки процента в национальной экономике и в другой стране соответственно.

Далее, если мы предположим, что оптимально ожидаемый обменный курс равен форвардному, то получим:

$$S_{t+1} = F_t^{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (2)$$

где F_t^{t+1} - форвардный обменный курс в контракте, заключенном в период t , со сроком действия до периода $t+1$.

Эта гипотеза получила название о несмещенности форвардного курса и в большинстве случаев исследования не находят достаточных доказательств для отвержения этой гипотезы. Гипотеза может быть протестирована в виде (3), где должно выполняться $\beta \approx 1$ и $\alpha \approx 0$.

$$\ln(S_{t+1}) = \alpha + \beta \ln(F_t^{t+1}) + \varepsilon_{t+1} \quad (3)$$

Однако в таком виде существует большая вероятность получить мнимую регрессию, так как и зависимая и объясняющая переменные являются нестационарными.

Для того чтобы избежать этой проблемы, гипотеза о несмещенности форвардного курса должна быть переформулирована в гипотезу о несмещенности форвардной премии¹ и протестирована в виде (4):

$$\Delta s_t = \alpha + \beta fd_t^{t+1} + \varepsilon_{t+1}, \quad (4)$$

где $fd_t^{t+1} = (\ln(F_t^{t+1}) - \ln(S_t))$, $\Delta s_t = \ln(S_t^{t+1}) - \ln(S_t)$

¹ Понятие форвардная премия и форвардный дисконт равнозначны. В различных исследованиях принято различное обозначение, в данной работе будут применяться оба.

Аналогично с предыдущим вариантом оценка β ожидается близкой к единице, а $\alpha \approx 0$. Однако, как показывают результаты исследований, β в этом варианте записи в основном бывает отрицательным и часто не значимым коэффициентом.

В основе этой гипотезы лежит ряд предположений, которые, возможно не являются верными и приводят к тому, что гипотеза зачастую отвергается, к примеру, возможность систематической ошибки в ожиданиях инвесторов.

В исследовании, сделанном Froot и Frankel (1989), с помощью опроса инвесторов об ожидаемом ими обменном курсе, было рассмотрено то, насколько рационально агенты формируют свои ожидания. Данные опроса позволили авторам разделить форвардную премию (дисконт) на премию за риск и ожидаемое изменение обменного курса.

Сначала коэффициент β был переписан в виде:

$\beta = 1 - \beta_{re} - \beta_{rp}$, что значит, что бета равна единице, если нет систематической ошибки в ожиданиях и премии за риск.

Таким образом, коэффициент β из выражения (4) можно записать в виде

$$\beta = \frac{\text{cov}(\varepsilon_{t+1}, fd_t^{t+1}) + \text{cov}(\Delta s_{t+1}^e, fd_t^{t+1})}{\text{var}(fd_t^{t+1})}$$

И далее разделить на две составляющие β_{re} и β_{rp} ,

$$\text{где } \beta_{re} = \frac{-\text{cov}(\varepsilon_{t+1}, fd_t^{t+1})}{\text{var}(fd_t^{t+1})}$$

$$\text{и } \beta_{rp} = \frac{\text{var}(rp_t^{t+1}) + \text{cov}(\Delta s_{t+1}^{\text{exp}}, rp_t^{t+1})}{\text{var}(fd_t^{t+1})}, \text{ где } rp_t^{t+1} = fd_t^{t+1} - \Delta s_{t+1}^e.$$

Далее, проверяя гипотезы о равенстве β_{re} и β_{rp} нулю, авторами исследования были сделаны выводы о причине ошибки форвардного дисконта. Нулевая гипотеза, о том, что $\beta_{re} = 0$ в большинстве случаев отрицается авторами, из чего следует, что есть некая систематическая ошибка в ожиданиях инвесторов. Гипотеза о том, что $\beta_{rp} = 0$ отвергается в гораздо меньшем числе случаев. Следует отметить, что для удобства, в исследовании была принята аксиома о гомотетичности ожиданий инвесторов, несмотря на то, что на самом деле ответы давались различные. Исследование выяснило, что ожидания агентов не поддаются описанию моделью случайного блуждания. А значит, агенты предполагают, что располагают ценной информацией и реагируют соответственно. Так как, на самом, деле агенты, с одной стороны, возможно, располагают не полной информацией, а с другой, ее интерпретация может быть ошибочна, вполне логично ожидать, что значение β будет близким к нулю. В

работе Froot и Frankel (1989) доказано, что систематические ошибки в формировании ожиданий могут быть причиной аномалии рынка.

Вторая возможная причина - наличие, изменяющейся во времени премии за риск - была так же рассмотрена во многих исследованиях. Исследование Froot и Frankel (1989) отвергло гипотезу о том, что такая премия непременно существует, хотя доказательств того, что ее точно нет, также не было найдено.

В качестве альтернативного подхода некоторые исследователи предлагают рассматривать валюту как обыкновенный актив, а обменный курс как цену актива. Тогда можно проанализировать рынок методами современных финансов (Floyd, 2004). Тем не менее, такой метод анализа не принесет результатов, что подробно описано в работах Floyd (2004) и Radalj (2002), так как в отличие от рынков других активов на цену валюты действуют множество других факторов помимо адаптации цены. Значит, обычное понятие эффективности рынка, возможно, не подходит для рынка контрактов на валюту. В работе Floyd (2004) находят, что корреляция между обменным курсом и уровнем инфляции гораздо выше, чем корреляция обменного курса и темпа роста внутреннего валового продукта. Это доказывает что бизнес циклы стран, изученных в исследовании, похожи. То есть существуют некие внешние факторы, определяющие рыночный риск (полная диверсификация с использованием нескольких валют невозможна). Соответственно, так как в долгосрочной перспективе нельзя полагать, что реальный обменный курс постоянен, то нельзя использовать стандартные модели для анализа валютных рынков и рассматривать изменение обменного курса лишь как проблему оценки активов.

Хотелось бы так же отметить исследование Flood и Rose (2001), в котором, в отличие от предыдущих работ, было рассмотрено поведение НПП в период валютного кризиса. Авторы рассматривали страны, различающиеся по уровню инфляции, режиму обменного курса и общему уровню экономического развития в период валютных кризисов 1990х годов. Основная цель работы была в том, чтобы выявить в каких обстоятельствах НПП работает лучше. Для проведения исследования была взята информация по обменным курсам и ставкам процента развитых стран, таких как Австралия, Канада, Соединенное Королевство, США, и развивающихся стран, среди которых Аргентина, Бразилия, Россия. Некоторые развитые страны, как например Финляндия, Италия, Швеция, так же как и развивающиеся испытали на себе валютный кризис в течение изучаемого периода. Выборка стран так же включала в себя страны как с плавающим валютным курсом (Австралия, Канада), так и страны с фиксированным режимом обменного курса (Дания, Франция). Результаты данного

исследования были довольно удивительны. Во-первых, на протяжении 1990х годов была выявлена положительная зависимость между разницей ставки процента и изменением обменного курса. Вывод был таков, НПП работает гораздо лучше во время кризисов. Однако зависимости между работой НПП и режимом обменного курса и не было выявлено, так же, как и зависимости НПП и доходом страны. Этот результат будет полезен для сравнения, так как в данной работе будет так же рассмотрено и кризисный и докризисный периоды.

Как можно видеть, не смотря на то, что все работы посвящены исследованию одной и той же проблемы, каждая работа рассматривает ее с разной точки зрения. Так Floyd (2004) рассматривал лишь данные с бирж и официальную статистику, поэтому рассмотренные причины аномалии в основном связаны с внешними, макроэкономическими факторами. Так основной акцент в работе делается, во-первых, на то, что информация, доступная агентам несовершенна, а знания недостаточны для того, чтобы точно определять оптимальный прогноз будущей цены валюты. Во-вторых, Floyd (2004) так же обращает внимание, что большинство “аномальных” (отрицательных) коэффициентов не значимы, а значит, сама проблема преувеличена. В это же время в работе приводится возможная причина отрицательности некоторых коэффициентов. Валютный рынок является широкодоступным и популярным, иллюзорная возможность “легкого” заработка привлекает непрофессиональных игроков, которые зачастую неправильно интерпретируют доступную информацию из-за недостатка знаний. Тем ни менее эти игроки торгуют малыми объемами, а значит прибыль, которую возможно получить с помощью арбитража, пользуясь моделью случайного блуждания, является не значительной и не привлекает более образованных игроков.

В отличие от Floyd (2004) Froot и Frankel (1989) в своем исследовании использовали данные, полученные с помощью опроса, совместно с общедоступными данными с бирж. Это позволило разобрать две возможные гипотезы, объясняющие существование аномалии. Вывод исследования, как уже было сказано выше, заключается в том, что наиболее вероятной причиной является систематическая ошибка в ожиданиях инвесторов. А конкретнее, агенты слишком сильно реагируют на доступную информацию и могли бы получить больше прибыли, приняв допущение, что вся информация на самом деле не значима.

Исследование Flood и Rose (2001) не было направлено на изучение причин аномалии, но рассматривало поведение НПП в период валютного кризиса. Результаты исследования говорят о том, что, не смотря на то, что тип зависимости меняется от

одной страны к другой, общая тенденция – это выполнение условия НПП именно в период кризиса. Однако исследователи затрудняются объяснить, почему именно такой результат был получен.

Подводя итог обзору литературы, хочется отметить, что хотя большинство исследований наглядно доказывают наличие аномалии на рынке форвардных контрактов на валюту, редкие исключения все же встречаются. Эта работа в очередной раз протестирует гипотезу о немсмещенности форвардного дисконта. Это будет сделано для того, чтобы проверить изменилась ли взаимосвязь между ошибкой форвардного дисконта и изменением спотового курса за последние несколько лет. Также, имея данные прогнозов обменных курсов на три месяца вперед, сделанные аналитическим отделом Citigroup, я рассмотрю возможность наличия систематической ошибки в прогнозах банка, что позволит сделать вывод в причинах появления или отсутствия форвардной премии. Логика подсказывает, что с развитием информационных технологий и повышением уровня финансовой грамотности рынки должны становиться более эффективным, однако очевидно, что эффективность валютных рынков развивающихся и развитых стран должна различаться. Следующий раздел посвящен проверке этого предположения.

Глава 3. Исследование

Часть 1. Анализ гипотезы о несмещенности форвардного дисконта как предсказателя будущего изменения спотового курса

1.1 Проверка данных на наличие аномалии

Временные ряды

В первой части исследования я проведу анализ гипотезы о несмещенности форвардной премии, используя временные ряды.

Данные использованные в регрессиях представляют собой временные ряды ежемесячных наблюдений на периоде с января 2001 года по апрель 2013 года по 17 валютам (Австралийский Доллар - AUD, Бразильский Реал - BRL, Канадский Доллар - CAD, Швейцарский Франк - CHF, Евро - EUR, Фунт – GBP, Индийский Рупий - INR, Японская Йена - JPY, Корейский Вон - KWR, Мексиканский Песо - MXN, Норвежская Крона - NOK, Новозеландский Доллар - NZD, Польский Злотый - PLN, Российский Рубль - RUB², Шведская Крона - SEK, Турецкая Лира - TRY, Южноафриканский Ранд – ZAR). Для каждой из валют были взяты спотовые обменные курсы к Доллару США (USD) и 1-месячные форвардные пункты из базы данных Bloomberg. Далее, прибавляя к спотовому курсу форвардные пункты, я получила данные по ценам 1-месячных форвардных контрактов. В первой части работы я приняла гипотезу об отсутствии ошибки в ожиданиях и производила тестирование гипотезы о несмещенности форвардной премии при этой предпосылке. Во второй части исследование будет протестировано это предположение.

Для тестирования гипотезы была использована модель (4):

$$\Delta s_t = \alpha + \beta fd_t^{t+1} + \varepsilon_{t+1}$$

Результаты регрессий сведены в таблицу 1 ниже.

В данном варианте переменные fd_t^{t+1} и Δs_t являются стационарными, о чем говорит близкая к 2 статистика Дарбина-Уотсона³, что позволяет избежать мнимой регрессии (как при тестировании спотового курса на форвардный). Исключение составляет регрессия для турецкой Леры, которой статистика Дарбина-Уотсона равна 1,44. Такое значение статистики было получено вследствие того, что ряд форвардного дисконта является не стационарным, что доказывает тест Дики-Фуллера⁴. Гипотеза о наличии единичного корня не может быть отвергнута на любом разумном уровне значимости.

² Для российского рубля был взят интервал с сентября 2001 года по апрель 2013, так как более ранних данных по форвардным пунктам Bloomberg не имеет

³ Полные результаты регрессий см. в Приложении 2

⁴ См. Приложение 4

Коэффициенты, полученные мною, в целом соответствуют результатам предыдущих исследований. Большая часть коэффициентов не значима, лишь 3 из 17 валют показали значимую зависимость между изменением обменного курса и форвардного дисконта. Большая часть коэффициентов положительна (11 из 17), однако, из 3 значимых коэффициентов положителен лишь один.

В то же время, наличие ошибки форвардного дисконта статистически доказано только для трех валют: Новозеландский Доллар, Турецкая Лира, Ранд. Коэффициент бета для всех остальных валют неотличим от единицы. Как мы видим, строго отрицательные значения бета получились только для Леры и Ранда.

Интересным является коэффициент бета в регрессии для Российского Рубля. Он значим и близок к 1, что противоречит общей картине, описываемой другими исследованиями. Предположение о том, что коэффициент бета неотличим от единицы подтверждается с помощью стандартного z-теста. Значение β близкое к единице может говорить о том, что форвардный дисконт может предсказывать будущие изменения спотового курса, но R^2 данной регрессии 0,035, что значит, что в действительности очень маленькая часть вариации изменения курса может быть объяснена вариацией форвардного дисконта.

Два других значимых коэффициента получились в регрессиях для Новозеландского Доллара и Южноафриканского Ранда. Достаточно удивительным является значение коэффициента бета для Новозеландского Доллара. Коэффициент равный -16,7 и близкие к нему значения не встречались в предыдущих исследованиях. Не смотря на то, что коэффициент является значимым даже на 1% уровне, объяснительная сила форвардного дисконта все же мала: R^2 равен 0,057. Коэффициент β в регрессии для Ранда гораздо ближе к нулю (равен -4), однако гипотеза о том, что данный коэффициент неотличим от нуля, может, быть отвергнута лишь на 5% уровне значимости.

В целом можно отметить, что результаты этой части исследования показывают, что для большинства валют ошибка форвардного дисконта не является значимой проблемой. Это может означать, что рынки стали более эффективными и/или, что ожидания агентов стали более рациональными.

Таблица 1

Тестирование гипотезы об эффективности рынка, временные ряды.

(Источник: расчеты автора в Eviews)

Валюта	Кол-во наблюдений	β	Ст. отклонение	P ($\beta=0$)	P ($\beta=1$)
AUD	148	-3.19	2.55	0.212	0.102
BRL	148	0.30	0.85	0.729	0.410
CAD	148	-1.33	3.24	0.683	0.474
CHF	148	-0.22	2.66	0.933	0.646
EUR	148	0.56	1.57	0.721	0.782
GBP	148	0.15	0.66	0.817	0.202
INR	148	0.96	5.93	0.872	0.994
JPY	148	0.80	1.55	0.607	0.898
KWS	148	0.08	1.50	0.959	0.540
MXN	148	0.44	1.23	0.719	0.651
NOK	148	0.32	1.59	0.841	0.669
NZD	148	-16.72***	5.63	0.004	0.002
PLN	148	0.73	1.21	0.548	0.820
RUB	141	0.88	0.39	0.027	0.760
SEK	148	-0.65	2.09	0.757	0.432
TRY	148	0.28**	0.31	0.367	0.022
ZAR	148	-3.99**	1.93	0.041	0.011

*** - коэффициент значимо отличается от 1 на 1% уровне

** - коэффициент значимо отличается от 1 на 5% уровне

* - коэффициент значимо отличается от 1 на 10% уровне

Таблица 2.

Тестирование гипотезы об эффективности рынка, панельные данные.

(Источник: расчеты в Stata)

	Коэффициент.	Ст. откл.	z	P>z	95% доверительный интервал	
С 08.2001 по 04.2013						
β	0.2034832	0.1298312	1.57	0.117	-0.05098	0.457948
_cons	-0.0016711	0.0007955	-2.1	0.036	-0.00323	-0.00011
С 08.2001 по 12.2006						
β	0.1206327	0.1232658	0.98	0.328	-0.12096	0.362229
_cons	-0.0039539	0.0009369	-4.22	0	-0.00579	-0.00212
С 01.2007 по 04.2013						
β	0.6782297	0.3263699	2.08	0.038	0.038557	1.317903
_cons	0.0001777	0.0013233	0.13	0.893	-0.00242	0.002771

Полученные мною результаты можно сравнить с результатами различных исследований представленных в работе Radalj (2002). Так исследование Fama (1984), так же, как и результаты данной работы, не показало наличие аномалии (значимого коэффициента бета) для Йены, Швейцарского Франка, Фунта и Канадского Доллара, рассмотренные на временном интервале с 1973 по 1982 года. Практически противоположные результаты показало исследование Barnhart и Szakmary (1991). Значимый отрицательный коэффициент β был обнаружен для Немецкой Марки, Фунта и Канадского Доллара, но не для Йены. Исследование было сделано с использованием данных за 1974 – 1988 года. Исследование Bekaert и Hodrick (1993) показало наличие ошибки форвардного дисконта для всех трех рассмотренных валют: Немецкой Марки, Фунта и Йены. Данные были рассмотрены за период с 1975 года по 1989.

Мы можем видеть, что, несмотря на то, что исследования рассматривали примерно один и тот же временной промежуток и в большинстве случаев изучаемые валюты пересекались, результаты регрессий различаются от исследования к исследованию в зависимости от применённых методов, источников данных и длины рассмотренных форвардных контрактов. Данный факт так же подтверждает исследование Froot и Frankel (1989), в котором были рассмотрены одни и те же валюты, взятые с разной периодичностью и из разных источников. Можно заметить, что для этого исследования характерно наличие аномалии форвардного дисконта для более длинного временного промежутка (3 и более месяца). Соответственно, тот факт, что анализ, проведенный в данной работе, не показал наличие ошибки форвардного дисконта для таких валют как Фунт, Йена, Канадский Доллар и Евро, может так же быть следствием того, что были рассмотрены относительно краткосрочные форвардные контракты длиной в один месяц.

Анализ гипотезы с помощью панельных данных

Далее для получения представления в целом о рынке контрактов на валюту мною был проведен анализ панельных данных. Для анализа я использовала также модель (4) в спецификации для панельных данных:

$$\Delta s_{i,t} = \alpha + \beta fd_{i,t}^{t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$$

Для данного анализа были использованы те же самые данные, что и в предыдущей части, но временной интервал был урезан по длине самого короткого временного ряда – по Российскому Рублю.

Результаты данной регрессии приведены в таблице 2. При проведении анализа панельных данных я остановилась на результатах регрессии со случайными эффектами. Проведенный LM (Lagrange multiplier) тест показал наличие значимых различий 5% уровне значимости между общей регрессией (pooled regression) и регрессией со случайными эффектами, что говорит в пользу использования регрессии со случайными эффектами. Далее проведенный тест Хаусмана⁵ показал, что использование регрессии с фиксированными эффектами было бы не обоснованно, так как нулевая гипотеза об отсутствии корреляции между случайными эффектами и форвардным дисконтом не может быть отвергнута на любом разумном уровне значимости. Следовательно, тест Хаусмана так же говорит в пользу использования регрессии со случайными эффектами.

Результат панельной регрессии со случайными эффектами в целом соответствует исследованию временных рядов. Коэффициент бета получился положительным незначимым даже на 10% уровне значимости. Это логично, так как больше половины коэффициентов при анализе временных рядов были так же положительны и не значимы. Однако коэффициент бета значимо отличается от единицы, что говорит о наличии ошибки форвардного дисконта.

Далее, для того чтобы проследить поведение коэффициентов регрессий в относительно спокойные и в кризисные года, я рассмотрела два временных интервала. Результаты регрессий также представлены в таблице 2. Первый временной интервал с сентября 2001 года по декабрь 2006 года характеризует не кризисный период. Результат панельной регрессии сходен результатом, описанным выше для всей имеющейся выборки. Коэффициент бета также незначим и положителен, но значимо отличается от единицы.

Второй временной интервал: с января 2007 года по апрель 2013 характеризует период мирового финансового кризиса. Регрессия, сделанная на этом интервале, дает удивительный результат. Коэффициент бета значим на 5% уровне и положителен. Кроме того, на 5% уровне значимости так же нельзя отвергнуть гипотезу о том, что коэффициент $\beta = 1$. Хочу также отметить, что проведенные мною тесты переменных на стационарность⁶ показали, что и форвардный дисконт и изменение обменного курса являются стационарными переменными, что исключает возможность мнимой регрессии.

⁵ Результаты тестов см. в Приложении 3

⁶ См. Приложение 4

Пытаясь изучить природу такого результата, я провела несколько регрессий для разных групп валют. Мною были рассмотрены три группы валют: валюты, которые давали положительный коэффициент бета в регрессии временных рядов, валюты развитых стран, валюты развивающихся стран⁷. Однако мне не удалось получить ни одного значимого положительного коэффициента, так как при уменьшении количества рассматриваемых валют терялась мощность регрессии. Вследствие этого мне не удалось сделать вывод о причинах появления коэффициента бета не отличного от единицы кризисный период. Однако, как показывает работа Flood и Rose (2001) НПП работает лучше во время кризиса, а значит можно ожидать, что ошибка форвардного дисконта в период кризиса также отсутствует. С этой точки зрения, коэффициент бета равный единице является закономерным.

⁷ Результаты регрессий см. в Приложении 6

Часть 1.2 Проверка предположения о проблеме Песо

Как отмечалось во многих исследованиях (например, Radalj, 2002; Froot и Frankel, 1989) одной из возможных причин ошибки форвардного дисконта может являться так называемая проблема Песо. Она заключается в том, что инвесторы могут рационально ожидать некоего события, которое не происходит. Так если в прошлом наблюдались резкое удешевление валюты (валютные кризис), то инвесторы могут рационально ожидать его в будущем. Следовательно, они будут требовать дополнительную доходность (премию) на вложения в этой валюте, которая в случае, если нового валютного кризиса не произойдет, то будет видна нам как ошибка форвардного дисконта.

В данной работе я взяла как прокси ожидаемой вероятности сильного изменения валютного курса коэффициент эксцесса временного ряда изменения валютного курса. Коэффициент эксцесса показывает то, на сколько острый пик у распределения и, соответственно, на сколько тонкие хвосты у этого распределения. Чем больше коэффициент эксцесса тем острее пик распределения и тоньше хвосты. То есть, если в прошлом значительные изменения валютного курса случались часто, то хвосты распределения такой валюты будут толще, а значит коэффициент эксцесса меньше. Следовательно, я ожидаю, что ошибка форвардного дисконта должна отрицательно зависеть от коэффициента эксцесса.

Для расчета коэффициента эксцесса я использовала наиболее длинный доступный мне временной ряд (данные также брались ежемесячные). В зависимости от валюты длина этого ряда менялась. Так самый короткий временной ряд был у Евро – с 1999 года. Самый длинный временной ряд у таких валют как Йена, Фунт и др.⁸ начинается с 1971 года. Длинные временные ряды были взяты для того, чтобы отразить все возможные опасения и предположения инвесторов относительно возможного изменения валютного курса.

Я остановилась на спецификации регрессии вида (5)

$$de_t^{t+1} = \alpha + \gamma kurt_t + \varepsilon_{t+1} \quad (5),$$

$$\text{где } de_t^{t+1} = \ln(F_t^{t+1}) - \ln(S_{t+1})^9$$

⁸ Сводную таблицу о параметрах данных см в приложении

⁹ de_t^{t+1} в общем, это ошибка форвардного дисконта, но при предположении о рациональности ожиданий, она так же является премией за риск

Результаты регрессий сведены в таблицу 3. В проведенном мной анализе была найдена отрицательная зависимость между ошибкой форвардного дисконта и коэффициентом эксцесса только для двух валют: Ранда и Фунта. Для остальных валют не было найдено никакой значимой зависимости.

Таким образом, хотя для большинства валют зависимость между ошибкой форвардного дисконта и коэффициентом эксцесса не была доказана, нельзя утверждать, что предшествующая история изменений валютного курса не влияет на премию за риск. Для более точных выводов следует найти более точную меру, отражающую амплитуду исторических изменений спотового курса.

Коэффициент эксцесса в данном случае отражал долгосрочную память инвесторов о пошлых кризисах. В следующей части я буду использовать модель ARCH-in-mean, которая позволит отразить краткосрочную память, а именно, она будет учитывать текущую волатильность обменного курса.

Таблица 3.

Моделирование ошибки форвардного с помощью коэффициента эксцесса.

(Источник: расчеты автора в Stata)

Валюта	β	Ст. отклонение	z- статистика	P ($\beta=0$)	95% доверительный интервал	
jpy	0.0313	0.0371	0.8400	0.4000	-0.0420	0.1045
eur	-0.0035	0.0044	-0.8000	0.4240	-0.0121	0.0051
cad	0.0001	0.0007	0.2100	0.8320	-0.0012	0.0014
aud	0.0039	0.0047	0.8400	0.4020	-0.0053	0.0131
nzd	0.0001	0.0017	0.0700	0.9420	-0.0032	0.0035
nok	0.0210	0.0172	1.2200	0.2250	-0.0131	0.0551
sek	0.0008	0.0045	0.1700	0.8650	-0.0082	0.0097
chf	-0.0069	0.0450	-0.1500	0.8790	-0.0958	0.0821
gbp	-0.1282***	0.0490	-2.6200	0.0100	-0.2250	-0.0314
inr	0.0008	0.0006	1.3100	0.1930	-0.0004	0.0020
kws	-0.0003	0.0003	-1.0100	0.3130	-0.0008	0.0003
pln	0.0004	0.0057	0.0800	0.9380	-0.0109	0.0118
rub	-0.0005	0.0005	-1.0600	0.2900	-0.0016	0.0005
zar	0.0008	0.0024	0.3200	0.7480	-0.0039	0.0054
try	-0.0265***	0.0053	-4.9900	0.0000	-0.0371	-0.0160
brl	-0.0012	0.0044	-0.2700	0.7890	-0.0098	0.0074
mxn	-0.0002	0.0006	-0.4200	0.6780	-0.0014	0.0009

Часть 1.3 Анализ влияния волатильности на ошибку форвардного дисконта с помощью модели ARCH-in-mean

Вполне логичными является предположение о том, что текущая волатильность цены некоего актива должна положительно влиять на доходность этого актива, так как инвесторы будут требовать дополнительную премию за возросший риск. Такое предположение возможно, если мы опустим предпосылку о нейтральности инвесторов к риску и предположим, что инвесторы склонны избегать риска. Эта же логика была применена в таких работах как Domowitz и Hakkio (1985), Baillie и Bollerslev (1990), а также Bekaert и Hodrick (1993). Однако ни одна из работ не обнаружила значимых свидетельств зависимости премии за риск от условной вариации ошибки прогноза. Это не удивительно. В отличие от рынков других активов, рынок валюты является двухсторонним. Так большая часть инвесторов имеют длинные позиции в акциях, а значит, увеличение волатильности цены может привести к увеличению доходности этой акции, где эту дополнительную доходность заберут себе инвесторы, имеющие длинную позицию в виде премии за риск. На валютном рынке обменный курс представляет собой цену одной валюты выраженную через другую, а значит, удорожание одной валюты всегда приводит к удешевлению другой. Соответственно, так, как и с одной стороны (в длинной позиции), и с другой стороны (короткой позиции) находится большое количество людей/ инвесторов, которые видят одну и ту же волатильность, то определить, кому должна достаться премия невозможно.

Тем ни менее, следуя примеру предыдущих исследований, я попыталась смоделировать ошибку форвардного дисконта с помощью модели ARCH-in-mean¹⁰.

Спецификация модели (6):

$$de_t^{t+1} = \alpha + \varphi\sigma + \varepsilon_{t+1},$$

$$\text{где } \sigma_{t+1}^2 = \beta_0 + \beta_1\varepsilon_t^2 \text{ (6)}$$

Результаты регрессий сведены в таблице 4. Для двух валют был найден значимый отрицательный коэффициент φ . Такой коэффициент был найден для Рубля и Рупия. Для остальных валют коэффициент φ неотличим от нуля на 5% уровне значимости.

¹⁰ Большинство исследований так же рассматривают модель GARCH-in-mean и находят ее более подходящей, но использование данной модели в моей работе было невозможно в связи с относительно небольшим количеством наблюдений.

Для того чтобы приблизить анализ валютного рынка к методике анализа рынка акция, я так же рассмотрю модель для изменения обменного курса, которая, по сути, является доходностью при короткой позиции в долларе и длинной с другой валюте.

Спецификация модели взята из работы Chatterjee (2010).

$$\Delta s_t = \alpha + \beta fd_t^{t+1} + \varphi \sigma_{t+1}^2 + \varepsilon_{t+1}, \text{ где } \sigma_{t+1}^2 = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_t^2 \quad (7)$$

Результаты данной регрессии представлены в Таблице 5.

Так для рубля и рупия получились значимые коэффициенты φ , однако теперь, φ для Рупия строго положителен. Это значит, что при росте волатильности доходность портфеля, где доллар в короткой позиции, а рупий в длинной, увеличивается. Что касается рубля, то здесь ситуация обратная, чем выше волатильность тем ниже доходность портфеля, где доллар в короткой позиции, а рубль в длинной. Таким образом, мы видим, что хотя интуитивно объяснить причины подобных результатов довольно сложно, нельзя отрицать наличие некой зависимости между текущей волатильностью и премией за риск на валютных рынках России и Индии.

В данной главе я протестировала рынки форвардных контрактов на валюту на наличие ошибки форвардного дисконта. Для большинства рынков такая аномалия не характерна, что может быть следствием, как высокой эффективности рынков, так и с малой мощностью регрессий. Далее, я попробовала объяснить ошибку форвардного дисконта с помощью премии за риск, принимая предпосылку о рациональности ожиданий инвесторов. Премия за риск была смоделирована двумя путями. В первом случае я предполагала, что инвесторы могут ожидать больших изменений курса, если они происходили в прошлом. Во втором случае я предположила, что инвесторы ориентируются на текущую волатильность и не толерантны к риску.

Во второй части будет опущена предпосылка о рациональности ожиданий инвесторов, а, следовательно, рассмотрена вторая возможная причина ошибки форвардного дисконта – систематическая ошибка в ожиданиях инвесторов.

Таблица 4.

Моделирование ошибки форвардного дисконта с помощью ARCH-in mean.

(Источник: расчеты автора в Stata)

Валюта	Константа	ст. откл	z-стат.	P-value	ρ	ст. откл	z-стат	P-value
jpy	0.0655	0.1105	0.5900	0.5540	-2.4031	3.9629	-0.6100	0.5440
eur	-0.0109	0.0851	-0.1300	0.8980	0.4358	2.7767	0.1600	0.8750
cad	-0.0110	0.0150	-0.7400	0.4610	0.5150	0.5536	0.9300	0.3520
aud	0.0289	0.0490	0.5900	0.5550	-0.6696	1.2409	-0.5400	0.5890
nzd	0.0693	0.0756	0.9200	0.3590	-1.6329	1.8729	-0.8700	0.3830
nok	0.0423	0.0727	0.5800	0.5610	-1.1286	2.1964	-0.5100	0.6070
sek	0.1522	0.2707	0.5600	0.5740	-4.3329	7.8692	-0.5500	0.5820
chf	0.0063	0.0230	0.2700	0.7840	-0.1171	0.7062	-0.1700	0.8680
gbp	-0.0131	0.0118	-1.1100	0.2670	0.4668	0.4788	0.9700	0.3300
inr	0.0195***	0.0083	2.3600	0.0180	-1.0173***	0.3761	-2.7000	0.0070
kws	0.0063	0.0061	1.0300	0.3030	-0.0758	0.2243	-0.3400	0.7350
pln	0.0260***	0.0110	2.3700	0.0180	-0.4410*	0.2530	-1.7400	0.0810
rub	0.0115***	0.0017	6.7100	0.0000	-0.2821***	0.0832	-3.3900	0.0010
zar	0.0047	0.0716	0.0700	0.9480	-0.0259	1.3809	-0.0200	0.9850
try	0.0143	0.0116	1.2400	0.2160	0.0543	0.2168	0.2500	0.8020
brl	0.0424**	0.0214	1.9800	0.0480	-0.7359	0.4938	-1.4900	0.1360
mxn	0.0182***	0.0070	2.6000	0.0090	-0.5034*	0.2693	-1.8700	0.0620

Таблица 5.

Моделирование изменения обменного курса с помощью ARCH-in mean.

(Источник: расчеты автора в Stata)

Валюта	бета	ст. откл	z-стат	P-val	95% дов. интервал	Константа	ст. откл	z-стат	P-val	φ	ст. откл	z-стат	P-val
jpy	0.8069	1.5166	0.5300	0.60	-2.1656 3.7794	0.0437	0.5097	0.0900	0.9320	-55.3621	649.2217	-0.0900	0.93
eur	1.7878	1.2507	1.4300	0.15	-0.6637 4.2392	-0.0809	0.1875	-0.4300	0.6660	84.3737	204.1240	0.4100	0.68
cad	-2.5764	2.8610	-0.9000	0.37	-8.1839 3.0312	0.0204	0.0124	1.6400	0.1000	-28.6329	17.4865	-1.6400	0.10
aud	-1.7183	2.4376	-0.7000	0.48	-6.4960 3.0594	-0.0040	0.0085	-0.4700	0.6380	-3.7534	3.6724	-1.0200	0.31
nzd	-16.341***	6.6406	-2.4600	0.01	-29.3563 -3.3255	-0.0323	0.0346	-0.9300	0.3520	4.6879	21.3912	0.2200	0.83
nok	-0.2712	1.7357	-0.1600	0.88	-3.6732 3.1307	-0.0167	0.0199	-0.8400	0.4010	12.3357	18.3344	0.6700	0.50
sek	-1.2203	2.3496	-0.5200	0.60	-5.8255 3.3849	-0.0100	0.0126	-0.7900	0.4290	5.2861	10.5267	0.5000	0.62
chf	-2.3824	3.0252	-0.7900	0.43	-8.3117 3.5470	-0.0133	0.0085	-1.5600	0.1180	4.7840	6.9461	0.6900	0.49
gbp	0.2287	0.4642	0.4900	0.62	-0.6812 1.1386	-0.0034	0.0427	-0.0800	0.9360	5.4948	64.2906	0.0900	0.93
inr	2.4771	3.1025	0.8000	0.43	-3.6037 8.5580	-0.0040	0.0020	-1.9800	0.0480	8.941***	2.7871	3.2100	0.00
kws	-0.4906	1.7879	-0.2700	0.78	-3.9948 3.0136	0.0010	0.0040	0.2600	0.7970	-3.4145	3.4125	-1.0000	0.32
pln	0.8645	1.7046	0.5100	0.61	-2.4764 4.2055	-0.0412	0.0766	-0.5400	0.5910	19.7534	43.0031	0.4600	0.65
rub	0.4490	0.2754	1.6300	0.10	-0.0907 0.9888	0.0001	0.0028	0.0200	0.9840	-5.427**	2.4277	-2.2400	0.03
zar	-4.1391**	1.6935	-2.4400	0.02	-7.4584 -0.8199	0.0265	0.0170	1.5600	0.1180	-1.2547	6.3372	-0.2000	0.84
try	-0.3956	0.3017	-1.3100	0.19	-0.9869 0.1956	0.0012	0.0074	0.1600	0.8710	2.3586	1.8571	1.2700	0.20
brl	-0.1653	0.8382	-0.2000	0.84	-1.8081 1.4775	-0.0073	0.0102	-0.7200	0.4740	2.0869	2.3190	0.9000	0.37
mxn	-0.7158	1.3314	-0.5400	0.59	-3.3253 1.8937	0.0003	0.0055	0.0600	0.9500	0.5411	3.3703	0.1600	0.87

Часть 2. Анализ причин аномалии форвардного дисконта

2.1 Оценка стандартной регрессии

Оценка на основе временных рядов

В этой части работы были проанализированы ежеквартальные данные о спотовых курсах и цены форвардных контрактов на три месяца вперед.

Так как изначально все переменные (спотовый обменный курс периода $t+1$, форвардный курс) не стационарны, то, как и в предыдущей части, я привела их к стационарному виду вычитанием из логарифма каждой переменной логарифма спотового курса в периоде t . Полученные переменные являются стационарными.¹¹

Сначала я так же исследовала валюты по-отдельности, используя временные ряды. Результаты стандартной регрессии изменений обменного курса на форвардный дисконт вида (4) сведены в таблицу 6.

$$\Delta s_t = \alpha + \beta fd_t^{t+1} + \varepsilon_{t+1}$$

Результаты регрессий изменения обменного курса на форвардный дисконт не выявили ни одного значимого коэффициента, а разброс значений β увеличился в более чем 40 раз (с 17.7 до 763.8). Данный факт – результат маленького количества наблюдений. В целом же результаты соотносятся с исследованием в предыдущей части, так же, как и в прошлый раз, большая часть коэффициентов положительна (11 из 17). Для коэффициентов, которые были не значимы, в предыдущем анализе характерна смена знаков как с положительных на отрицательные (Рупий, Вон, Норвежская Крона), так и наоборот (Австралийский Доллар, Швейцарский Франк, Шведская Крона). Тем не менее, можно отметить, что в регрессиях для валют со значимыми коэффициентами (Рубль, Турецкая Лира, Ранд) знак бета не менялся. Все коэффициенты бета неотличимы от единицы, что говорит о том, что доказать наличие ошибки форвардного дисконта на 5% уровне значимости мне не удалось. Тем не менее я провела дальнейший анализ, чтобы исключить возможность ошибки второго рода.

Оценка на основе панельных данных

Как и в предыдущий раз для того, чтобы увеличить мощность оценок регрессий я также провела анализ панельных данных. Как и прежде я использовала регрессию вида (4) для панельных данных.

$$\Delta s_t = \alpha + \beta fd_t^{t+1} + \varepsilon_{t+1}$$

¹¹ Результаты теста Дики-Фуллера см. Приложение 4

Результаты регрессии сведены в таблицу 7.

Я придерживалась модели общей регрессии, так как тест мультипликаторов Лагранжа не выявил значимых случайных эффектов на 5% уровне значимости¹².

Тем ни менее, коэффициент β значимо отличается от единицы на 5% уровне значимости, так как 95% доверительный интервал для β имеет максимальное значение 0.51. Следовательно, аномалия форвардного дисконта все же присутствует на рынке форвардных контрактов на валюту.

Как уже было сказано выше, данные в этом разделе представлены с декабря 2010 года по март 2013, то есть в кризисный период. Кроме того, горизонт предсказания был увеличен до 3х месяцев (по сравнению 1 месяцам в предыдущем разделе).

Для того чтобы проверить является ли панельная регрессия не значимой вследствие увеличения горизонта предсказания я исследовала регрессию для более длинного временного интервала: с сентября 2001 по март 2013. Данная регрессия также оказалась не значимой на любом разумном уровне значимости¹³. Следовательно, тот факт, что панельная регрессия не выявила значимого коэффициента бета, не может быть как следствием более длинного горизонта предсказания, но может быть следствием сравнительно небольшого количества наблюдений (всего 170 наблюдений).

¹² Результат теста в Приложении 3

¹³ Результаты регрессии в Приложении 6

Таблица 6.

Тестирование гипотезы об эффективности рынка, временные ряды.

(Источник: расчеты автора в Stata)

Валюта	β	Ст. отклонение	t-статистика	P-value	95% доверительный интервал	
aud	223.1958*	107.3099	2.0800	0.0710	-24.2614	470.6529
brl	7.6353	5.8326	1.3100	0.2270	-5.8148	21.0854
cad	-9.8380	6.4719	-1.5200	0.1670	-24.7622	5.0861
chf	1.5195	2.2163	0.6900	0.5120	-3.5912	6.6302
eur	46.3003	41.8680	1.1100	0.3010	-50.2475	142.8480
gbp	11.1279	11.1170	1.0000	0.3460	-14.5079	36.7637
inr	-123.5760	133.7370	-0.9200	0.3820	-431.9741	184.8222
jpy	147.4141	134.4935	1.1000	0.3050	-162.7285	457.5568
kws	-0.2777	0.6717	-0.4100	0.6900	-1.8267	1.2712
mxn	61.2526	55.8138	1.1000	0.3040	-67.4542	189.9594
nok	-257.7701	288.9565	-0.8900	0.3980	-924.1050	408.5647
nzd	-12.6777	11.7928	-1.0800	0.3140	-39.8718	14.5165
pln	505.9630	725.2229	0.7000	0.5050	-1166.4040	2178.3300
rub	95.3274	142.4974	0.6700	0.5220	-233.2722	423.9270
sek	24.2250	16.9688	1.4300	0.1910	-14.9051	63.3550
try	0.9834	4.6306	0.2100	0.8370	-9.6949	11.6616
zar	-0.4625	1.8676	-0.2500	0.8110	-4.7691	3.8442

Таблица 7.

Тестирование гипотезы об эффективности рынка, панельные данные

(Источник: расчеты автора в Stata)

	Коэффициент.	Ст. откл.	t-стат.	P>t	95% доверительный интервал	
fd_t^{t+1}	0.1679681	0.1741319	0.96	0.336	-0.1758	0.511737
_cons	0.0030606	0.0046709	0.66	0.513	-0.00616	0.012282

2.2 Разложение ошибки форвардного дисконта на премию за риск и ошибку ожиданий аналитиков

Анализ временных рядов

Для разделения ошибки форвардного дисконта на премию за риск и ошибку ожиданий были использованы прогнозируемые на три месяца вперед аналитиками Citigroup обменные курсы по 17 валютам с декабря 2010 года по март 2013. Так как прогнозы делались только на конец квартала итоговое количество наблюдений достаточно мало (10 наблюдений для каждой из валют)¹⁴. Данные прогнозы были приведены к стационарному виду вычитанием из логарифма прогноза спота на период $t+1$ логарифма спотового обменного курса в периоде t . Полученная переменная $\Delta s_{t+1}^{\text{exp}} = \ln(S_t^{e,t+1}) - \ln(S_t)$ является стационарной¹⁵.

Следуя примеру Froot и Frankel (1989), я попыталась проверить гипотезу о том, что премия за риск равна нулю. Имея данные об ожиданиях аналитиков, можно ввести понятие премии за риск (β_{rp}), где β_{rp} равняется разнице между форвардным дисконтом и ожидаемым аналитиками изменением обменного курса.

Для этого я разложила ошибку форвардного дисконта по примеру Kenneth A Froot и Jeffrey на две составляющих: премию за риск и иррациональность ожиданий.

$$\beta_{\text{re}} = \frac{-\text{cov}(\varepsilon_{t+1}, \text{fd}_t^{t+1})}{\text{var}(\text{fd}_t^{t+1})}$$

$$\text{и } \beta_{\text{rp}} = \frac{\text{var}(\text{rp}_t^{t+1}) + \text{cov}(\Delta s_{t+1}^{\text{exp}}, \text{rp}_t^{t+1})}{\text{var}(\text{fd}_t^{t+1})}, \text{ где } \text{rp}_t^{t+1} = \text{fd}_t^{t+1} - \Delta s_{t+1}^{\text{exp}}.$$

Соответственно, $\beta = 1 - \beta_{\text{rp}} - \beta_{\text{re}}$, где

$$\beta = \frac{\text{cov}(\varepsilon_{t+1}, \text{fd}_t^{t+1}) + \text{cov}(\Delta s_{t+1}^{\text{exp}}, \text{fd}_t^{t+1})}{\text{var}(\text{fd}_t^{t+1})}$$

То есть в отсутствие премии за риск и систематической ошибки в ожиданиях инвесторов (аналитиков) коэффициент бета будет равен 1. Проверая гипотезы, о том, что β_{rp} и β_{re} неотличимы от нуля можно будет сделать вывод о причинах ошибки форвардного дисконта.

Значения коэффициентов β_{rp} и β_{re} приведены в таблице 8.

¹⁴ Сводная таблица с основными характеристиками данных см. в Приложении 1

¹⁵ Результаты теста Дики-Фуллера приведены в Приложении 4

Таблица 8. Разложение ошибки форвардного дисконта на ошибку ожиданий и премию за риск. Анализ временных рядов.

(Источник: расчеты автора)

Валюта	$\beta_{гр}$	$\beta_{ге}$	implied_beta
aud	-86.56237	-135.63372	223.19609
brl	1.62980	-8.26509	7.63529
cad	8.59025	2.24779	-9.83804
chf	0.24052	-0.76001	1.51949
eur	1.17663	-46.47692	46.30029
gbp	9.07185	-19.19979	11.12794
inr	86.92515	37.65083	-123.57598
jpy	-1.47255	-144.94149	147.41404
kws	0.90614	0.37160	-0.27775
mxn	-3.98720	-56.26542	61.25262
nok	-12.82942	271.60197	-257.77255
nzd	13.80784	-0.13020	-12.67764
pln	-538.01394	33.04845	505.96549
rub	-101.64934	7.32167	95.32768
sek	0.68650	-23.91146	24.22496
try	2.85582	-2.83918	0.98336
zar	1.63151	-0.16905	-0.46246

Если сравнивать значения $\beta_{гр}$ и $\beta_{ге}$ полученные в работе Froot и Frankel (1989) с данными, приведенными в таблице 8, то можно заметить, что разброс значений коэффициентов в анализе, проведенным мною гораздо больше, что так же связано с маленьким количеством наблюдений. В исследовании Froot и Frankel (1989) все значения $\beta_{ге}$ больше нуля, в моем же исследовании большая часть коэффициентов $\beta_{ге}$ меньше нуля (11 из 17). Положительные значения $\beta_{ге}$, которые характерны для таких валют как Канадский Доллар, Рупий, Вон, Норвежская Крона, Злотый и Рубль, могут быть свидетельством слишком сильной реакции аналитиков на новую информацию. Отрицательные значения $\beta_{ге}$ могут свидетельствовать об обратном, однако, сделать более точный вывод можно будет только после проверки коэффициентов на значимость.

Что касается коэффициента $\beta_{гр}$, который отвечает за наличие премии за риск, то он в свою очередь в большинстве случаев положителен (11 из 17), а значит, может являться причиной отрицательного коэффициента бета в предыдущих регрессиях. Отрицательный коэффициент $\beta_{гр}$ получился для таких валют как Австралийский Доллар, Йена, Песо, Норвежская Крона, Злотый и Рубль.

Анализ панельных данных.

Используя тот же метод, что и в предыдущей части я разложила коэффициент бета общей регрессии.¹⁶

Коэффициент $\beta_{ге}$ получился отрицательным и равным -0.19, то есть, систематическая ошибка в ожиданиях инвесторов не может объяснить, почему коэффициент бета получился незначимым и отличным от единицы. В то же время коэффициент $\beta_{гр}$ равен 1.02, то есть именно благодаря этому коэффициенту коэффициент бета получился близким к единице. Если коэффициент $\beta_{гр}$ окажется значимым, то можно будет предположить, что именно наличие премии за риск является причиной изучаемой аномалии.

¹⁶ Ковариации и вариации переменных см. в Приложении 5

2.3 Проверка гипотезы о наличии премии за риск на значимость

Анализ временных рядов.

Самым простым способом проверить гипотезу о наличии премии за риск является тестирование гипотезы о том, что средняя премия за риск статистически отличается от нуля. Напомню, что премия за риск выражается как

$$rp_t^{t+1} = fd_t^{t+1} - \Delta s_{t+1}^{exp}$$

Результаты тестирования этой гипотезы сведены в таблицу 9 ниже. Для четырех из 17 валют была найдена статистически значимая на 5% уровне премия за риск. Для трех из них: Песо, Реала и Ранда была найдена положительная премия за риск. Для Британского Фунта была найдена значимая отрицательная средняя премия за риск. Так как премия за риск это относительное понятие и в данном случае риск каждой валюты сравнивался с риском вложений в Доллар США, то полученные результаты вполне объяснимы и ожидаемы.

Далее я провела анализ значимости коэффициента β_{rp} по методу, рассмотренному в статье Froot и Frankel. Если коэффициент β_{rp} неотличим от нуля, значит, рассматриваемая валюта не имеет премии за риск, то есть при предположении об отсутствии транзакционных и других издержек рассматриваемая валюта и Доллар США будут идеальными субститутами. Следовательно, ожидаемое изменение обменного курса должно в точности равняться форвардному дисконту. Таким образом, ожидаемое изменение обменного курса можно представить в виде модели (8):

$$\Delta s_{t+1}^{exp} = \alpha + \beta fd_t^{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (8)$$

Результаты регрессии (8) сведены в таблицу 10.

Коэффициент β_2 в 12 из 17 случаев неотличим от единицы на 5% уровне значимости. Для Канадского Доллара, Вона, Рубли и Ранда β_2 значимо отличается от единицы, что значит, что β_{rp} значимо отличается от нуля. Однако только в двух из этих четырех случаев β_2 также значимо отличается от нуля, а значит β_{rp} значимо отличается от единицы. Для Рубля коэффициент β_{rp} строго отрицателен, а для Канадского Доллара β_{rp} строго положителен. Такое значение β_{rp} объясняет полученный значимый положительный коэффициент бета в регрессии для Рубля. Так большинство коэффициентов β_{rp} значимо не отличаются от нуля можно сказать, что имеющиеся данные не подтверждают гипотезу о том, что премия за риск объясняет полученные в предыдущих регрессиях незначимые коэффициенты бета.

Таблица 9. Сравнение гр с нулем. Анализ временных рядов.

(Источник: расчеты автора)

Валюта	Среднее	Ст. откл.	Мин.	Макс.	t-стат	P(gp=0)
aud	-0.022	0.060	-0.094	0.088	-1.124	0.290
brl	0.019**	0.021	-0.008	0.057	2.816	0.020
cad	-0.001	0.021	-0.040	0.026	-0.080	0.938
chf	0.007	0.023	-0.033	0.039	0.915	0.384
eur	-0.017	0.033	-0.058	0.054	-1.569	0.151
gbp	-0.013**	0.013	-0.028	0.010	-2.970	0.016
inr	0.002	0.026	-0.040	0.033	0.225	0.827
jpy	0.008	0.038	-0.080	0.062	0.625	0.547
kws	0.073***	0.025	0.045	0.113	8.896	0.000
mxn	0.022**	0.027	-0.021	0.060	2.401	0.040
nok	-0.020*	0.032	-0.063	0.050	-1.863	0.095
nzd	-0.017	0.030	-0.068	0.027	-1.704	0.123
pln	-0.021	0.043	-0.086	0.077	-1.502	0.167
rub	-0.007	0.026	-0.035	0.032	-0.781	0.455
sek	-0.019	0.036	-0.061	0.059	-1.595	0.145
try	0.051***	0.023	0.010	0.080	6.703	0.000
zar	0.024**	0.031	-0.032	0.078	2.261	0.050

Таблица 10. Проверка на значимость гипотезы о наличии премии за риск.

Регрессия (8). Анализ временных рядов.

(Источник: расчеты автора в Stata)

Валюта	β	Ст. откл	P ($\beta=0$)	P ($\beta=1$)	α	P($\alpha=0$)	P($\alpha=0; \beta=1$)
aud	87.56147	174.1341	0.629	0.632493	-0.16031	0.675	0.6325
brl	-0.6298	1.838142	0.741	0.401132	0.004831	0.868	0.4011
cad	-7.59025**	2.967983	0.034	0.020066	-0.00206	0.697	0.0201
chf	0.75948	1.045151	0.488	0.823766	-0.00087	0.976	0.8238
eur	-0.17665	34.4856	0.996	0.973617	0.016005	0.692	0.9736
gbp	-8.07185*	4.003977	0.079	0.053246	-0.00559	0.548	0.0532
inr	-85.9251	61.53857	0.2	0.195493	-0.02192	0.212	0.1955
jpy	2.472363	98.17536	0.981	0.988402	-0.01028	0.949	0.9884
kws	0.093858	0.219598	0.68	0.003315	-0.00937	0.578	0.0033
mxn	4.987207	23.54825	0.838	0.869747	-0.03185	0.604	0.8697
nok	13.83001	202.8283	0.947	0.951115	0.030964	0.866	0.9511
nzd	-12.8078*	6.338255	0.078	0.061006	-0.09358	0.106	0.061
pln	539.0121	343.8787	0.156	0.156321	-0.078	0.263	0.1563
rub	102.6493**	37.41743	0.025	0.026386	-0.08379	0.038	0.0264
sek	0.313493	15.35633	0.984	0.965438	0.021382	0.716	0.9654
try	-1.85582	1.779041	0.327	0.147104	0.113324	0.302	0.1471
zar	-0.63151	0.632903	0.348	0.032727	0.054328	0.12	0.0327

К сожалению, слишком большое стандартное отклонение коэффициентов так же не дает возможности отвергнуть гипотезу об отсутствии премии за риск вообще (так как в 95% доверительный интервал для большинства коэффициентов β_2 входят как единица, так и ноль).

Формально, более точный вывод о наличии или отсутствии премии за риск на рынке форвардных контрактов может дать тестирование объединенной гипотезы о том, что $\alpha=0$ и $\beta_2=1$. Для этого я сделала анализ регрессии вида(9) на значимость

$$r_{t+1} = \alpha' + \beta_2' fd_t^{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (9)$$

В данной регрессии $\beta_2' = 1 - \beta_2$, а $\alpha_2' = -\alpha_2$.

Нулевую гипотезу об отсутствии премии за риск можно сформулировать как $\alpha' = 0$ и $\beta_2' = 0$. Результаты проверки данной гипотезы также сведены в таблицу 8 выше.

Результаты показывают, что гипотезу об отсутствии премии за риск нельзя отвергнуть на 5% уровне значимости для большинства (13 из 17) валют. Данная регрессия значима только для Канадского Доллара, Вона, Рубля и Ранда.

Анализ панельных данных.

Аналогично анализу временных рядов я сделала регрессию вида (8):

$$\Delta s_{i,t+1}^{\text{exp}} = \alpha + \beta fd_{i,t}^{t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$$

Результат общей панельной регрессии приведен в таблице 11.¹⁷ Коэффициент β_2 получился отрицательным, значимо меньше единицы, но неотличимым от нуля на 5% уровне значимости. Следовательно, коэффициент β_{rp} , равный $1 - \beta_2$, неотличен от единицы на 5% уровне значимости. На основании этой регрессии нельзя отвергнуть гипотезу о том, что именно премия за риск является причиной ошибки форвардного дисконта.

Далее, для проверки объединенной гипотезы $\alpha=0$ и $\beta_2=1$ я проверила на значимость регрессию вида (9)¹⁸:

$$r_{i,t+1} = \alpha' + \beta_2' fd_{i,t}^{t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$$

Результат регрессии можно видеть в таблице 11. Регрессия является значимой на любом разумном уровне значимости, что так же подтверждает гипотезу о наличии премии за риск.

¹⁷ Использование общей регрессии, обосновано проведенным тестом мультипликаторов Лагранжа, который не выявил значимых случайных эффектов на 5% уровне значимости. Результат теста см. в Приложении 3

¹⁸ Также использовалась общая регрессия. LM тест см. в Приложении 3

Результаты, полученные при анализе временных рядов и панельных данных, довольно противоречивы. Мощность панельной регрессии больше, что позволяет получить более точные оценки коэффициентов, однако анализ панельных данных показывает только агрегированный риск 17 валют, из которых очевидно некоторые (Рубль и Ранд, например) имеют больший риск дефолта, чем другие (Фунт и Новозеландский Доллар, например). Таким образом, результат, полученный при анализе панельной регрессии довольно трудно объяснить интуитивно. Так же хочется отметить, что, несмотря на это, Froot и Frankel в своем исследовании брали именно агрегированный курс Доллара США к четырем валютам для повышения мощности анализа.

2.4 Проверка гипотезы о нерациональности ожиданий на значимость

Анализ временных рядов

Сначала, я так же, как и в предыдущей части поверила гипотезу о наличии систематической ошибки в ожиданиях аналитиков напрямую. Я проверила, является ли ошибка в ожиданиях аналитиков случайной, то есть отличается ли средняя ошибка ожиданий значимо от нуля. Ошибку ожиданий я обозначила как

$$\text{error}_t^{t+1} = \Delta s_{t+1}^{\text{exp}} - \Delta s_{t+1}.$$

Результаты t-теста на значимость средней ошибки в таблице 12. Тестирование показало наличие статистически отличной от нуля на 5% уровне значимости ошибки в ожиданиях аналитиков только в предсказаниях поведения Австралийского Доллара. Для всех остальных валют нулевая гипотеза об отсутствии систематической ошибки в ожиданиях аналитиков не может быть отвергнута на любом разумном уровне значимости.

В работе Froot и Frankel предлагается два более мощных теста для проверки ожиданий аналитиков на рациональность. Первый предложенный тест отвечает на вопрос: увеличилась ли эффективность предсказаний, если бы аналитики брали бы сегодняшние спотовые значения обменных курсов с большим весом. Для этого необходимо сделать регрессию вида (10):

$$\text{error}_t^{t+1} = \alpha_3 + \beta_3 \Delta s_{t+1}^{\text{exp}} + \vartheta_t \quad (10)$$

Нулевая гипотеза о том, что ожидания аналитиков изначально рациональны, формулируется в виде: $\alpha_3 = 0$ и $\beta_3 = 0$

Результаты регрессий сведены в таблицу 13. Мы видим, что большинство значений β_3 больше нуля, за исключением регрессий для Рубля и Реала. Однако, абсолютно все значения коэффициентов не значимы. Также для всех регрессий за исключением Австралийского Доллара нулевая гипотеза $\alpha_3 = 0$ и $\beta_3 = 0$ не может быть отвергнута на любом разумном уровне значимости. Что касается Австралийского Доллара, то оба коэффициента α_3 и β_3 не значимы на 5% уровне, однако, регрессия в целом значима на том же уровне значимости. Данный факт не может быть однозначно интерпретирован как подтверждение наличия систематической ошибки в ожиданиях аналитиков. Следовательно, проведенный мною анализ не подтверждает предположение о том, что ожидания аналитиков не рациональны.

Таблица 11. Значимость гипотез о наличии премии за риск и нерациональности ожиданий

(Источник: расчеты автора в Stata)

	Коэффициент.	Ст. откл.	t-стат.	P>t	95% доверительный интервал	
$\Delta s_{i,t+1}^{exp} = \alpha + \beta fd_{i,t}^{t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$						
$fd_{i,t}^{t+1}$	-0.02462	0.103023	-0.24	0.811	-0.228	0.178771
_cons	0.008851	0.002764	3.2	0.002	0.003395	0.014306
$rp_{i,t}^{t+1} = \alpha' + \beta'_2 fd_{i,t}^{t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$						
$fd_{i,t}^{t+1}$	1.024616	0.103023	9.95	0	0.821229	1.228003
_cons	-0.00885	0.002764	-3.2	0.002	-0.01431	-0.00339
$error_{i,t}^{t+1} = \alpha_3 + \beta_3 \Delta s_{i,t+1}^{exp} + \vartheta_{i,t}$						
$\Delta s_{i,t+1}^{exp}$	-0.57935	0.12665	-4.57	0	-0.82938	-0.32932
_cons	0.00159	0.004147	0.38	0.702	-0.0066	0.009775
$error_{i,t}^{t+1} = \alpha'_3 + \beta'_3 fd_{i,t}^{t+1} + \vartheta'_{i,t}$						
$fd_{i,t}^{t+1}$	0.192584	0.178757	1.08	0.283	-0.16032	0.545483
_cons	-0.00579	0.004795	-1.21	0.229	-0.01526	0.003676

Таблица 12. Сравнение гр с нулем. Анализ временных рядов..

(Источник: расчеты автора в Stata)

Валюта	Среднее	Ст. откл.	Мин.	Макс.	t-стат	P (gr=1)
aud	0.032**	0.040	-0.031	0.099	2.553	0.031
brl	-0.023	0.064	-0.161	0.066	-1.121	0.291
cad	0.001	0.037	-0.049	0.046	0.122	0.905
chf	0.022	0.049	-0.066	0.078	1.414	0.191
eur	0.010	0.053	-0.073	0.095	0.600	0.563
gbp	0.008	0.031	-0.051	0.052	0.774	0.459
inr	-0.021	0.047	-0.097	0.035	-1.419	0.189
jpy	-0.018	0.048	-0.118	0.039	-1.220	0.254
kws	0.000	0.049	-0.106	0.056	-0.013	0.990
mxn	-0.017	0.065	-0.147	0.060	-0.844	0.421
nok	0.019	0.053	-0.058	0.090	1.162	0.275
nzd	0.022	0.051	-0.049	0.137	1.374	0.203
pln	0.010	0.086	-0.133	0.151	0.383	0.710
rub	0.006	0.066	-0.108	0.096	0.279	0.786
sek	0.026	0.051	-0.049	0.101	1.602	0.144
try	-0.016	0.048	-0.120	0.037	-1.059	0.317
zar	-0.004	0.071	-0.164	0.086	-0.170	0.869

Таблица 13. Проверка гипотезы о нерациональности ожиданий на значимость (вариант 1). Временные ряды.

(Источник: расчеты автора в Stata)

Валюта	β_3	Ст. откл	t-стат	P ($\beta_3=0$)	α_3	Ст. откл	t-стат	P ($\alpha_3=0$)	P($\beta_3=0$; $\alpha_3=0$)
jpy	0,210408	0,4380231	0,48	0,644	-0,01714	0,016085	-1,07	0,318	0,6438
eur	0,9539*	0,460592	2,07	0,072	-0,00533	0,016246	-0,33	0,751	0,0721
cad	0,458922	0,6203839	0,74	0,481	0,001299	0,011915	0,11	0,916	0,4806
aud	0,438025**	0,1772639	2,47	0,039	0,021352*	0,010932	1,95	0,087	0,0386
nzd	0,717817	0,563845	1,27	0,239	0,015715	0,016441	0,96	0,367	0,2387
nok	0,771226	0,5217572	1,48	0,178	0,004905	0,018539	0,26	0,798	0,1776
sek	0,763924	0,4295764	1,78	0,113	0,008636	0,017414	0,5	0,633	0,1132
chf	0,393106	0,7156927	0,55	0,598	0,014571	0,020903	0,7	0,505	0,5978
gbp	0,609796	0,8366547	0,73	0,487	0,00085	0,013585	0,06	0,952	0,4869
inr	0,035462	0,6395716	0,06	0,957	-0,02097	0,015785	-1,33	0,221	0,9571
kws	1,982301*	1,023333	1,94	0,089	0,005278	0,013981	0,38	0,716	0,0887
pln	0,718953	0,664333	1,08	0,311	-0,0051	0,030622	-0,17	0,872	0,3107
rub	-0,12132	0,910612	-0,13	0,897	0,006759	0,023196	0,29	0,778	0,8973
zar	0,775822	0,9844185	0,79	0,453	-0,02255	0,033052	-0,68	0,514	0,4534
try	0,077217	0,8020165	0,1	0,926	-0,01668	0,016983	-0,98	0,355	0,9257
brl	-0,3877	1,124885	-0,34	0,739	-0,0244	0,021878	-1,12	0,297	0,7392
mxn	0,08235	0,8355701	0,1	0,924	-0,01574	0,027218	-0,58	0,579	0,9239

В дополнение к уже сказанному, нужно отметить, что значения предсказанных обменных курсов могут не соответствовать действительным ожиданиям аналитиков, а тем более в целом инвесторов. Другими словами, переменная s_{t+1}^{exp} возможно содержит ошибку измерения. Я предполагаю, что эта ошибка случайна, так информация, свидетельствующая об обратном мне не доступна. Данной предположение не влияло на результаты регрессий до тех пор, пока переменная s_{t+1}^{exp} находилась только в левой части уравнений. Однако в предыдущей регрессии ожидание обменного курса так же находилось и в правой части, что делало коэффициент β_3 смещенным. Для того чтобы преодолеть эту проблему, Froot и Frankel (1989) предлагают второй вариант тестирования гипотезы о нерациональности ожиданий.

Во втором варианте тестирования гипотезы предлагается регрессия вида (11):

$$\text{error}_t^{t+1} = \alpha'_3 + \beta'_3 fd_t^{t+1} + \vartheta'_t \quad (11)$$

В данном случае ожидания сконцентрированы полностью в левой части уравнения, а значит ошибка измерения, если она случайна, не смещают оценки коэффициентов регрессии. Так же можно заметить, что в данном варианте регрессии β'_3 в точности равна β_{re} .

Результаты регрессии (11) приведены в таблице 14.

Мы видим, что ни одно значение коэффициента β'_3 не является значимым даже на 10% уровне значимости. Более того, предположение о том, что ожидания аналитиков рациональны, не может быть отвергнуто на 5% уровне значимости так же ни для одной из валют. Тем ни менее данный результат не может быть однозначно использован для подтверждения гипотезы о рациональности ожиданий аналитиков. Незначимые коэффициенты могли быть следствием как маленького количества наблюдений, которое снижает точность оценки регрессий, так и следствием ошибки измерения, которая будучи случайной, увеличивает вариацию случайного члена, а значит, также уменьшает эффективность оценок регрессий.

В исследовании Froot и Frankel (1989) все коэффициенты β_{re} получились значимыми, из чего исследователи сделали вывод, что систематическая ошибка в ожиданиях инвесторов играет роль в объяснения причины ошибки форвардного дисконта (гипотеза о том, что ошибка ожиданий полностью объясняет ошибку форвардного дисконта, не может быть отвергнута).

Таблица 14. Проверка гипотезы о нерациональности ожиданий на значимость (вариант 2). Временные ряды.

(Источник: расчеты автора в Stata)

Валюта	β_3	Ст. откл	t-stat	P ($\beta_3=0$)	95% доверительный интервал		P($\beta_3=0$; $\alpha_3=0$)
aud	-135,634	107,5435	-1,26	0,243	-383,63	112,3615	0,2428
brl	-8,26509	5,16539	-1,6	0,148	-20,1765	3,646323	0,1482
cad	2,24779	7,213637	0,31	0,763	-14,3869	18,88247	0,7633
chf	-0,76001	2,208915	-0,34	0,74	-5,85377	4,333761	0,7397
eur	-46,4769	53,20236	-0,87	0,408	-169,162	76,20791	0,4078
gbp	-19,1998*	9,914426	-1,94	0,089	-42,0625	3,66292	0,0888
inr	37,65085	123,4562	0,3	0,768	-247,04	322,3413	0,7682
jpy	-144,942	112,232	-1,29	0,233	-403,749	113,8656	0,2326
kws	0,371604	0,7679756	0,48	0,641	-1,39935	2,142559	0,6414
mxn	-56,2654	52,17902	-1,08	0,312	-176,59	64,05965	0,3123
nok	271,6002	323,8978	0,84	0,426	-475,31	1018,51	0,4261
nzd	-0,1302	13,62319	-0,01	0,993	-31,5453	31,28493	0,9926
pln	33,04915	790,8845	0,04	0,968	-1790,73	1856,832	0,9677
rub	7,321933	134,381	0,05	0,958	-302,561	317,2051	0,9579
sek	-23,9115	20,35452	-1,17	0,274	-70,8491	23,02615	0,2739
try	-2,83918	4,185175	-0,68	0,517	-12,4902	6,811853	0,5167
zar	-0,16905	1,938931	-0,09	0,933	-4,64024	4,30213	0,9327

Анализ панельных данных

Аналогично исследованию временных рядов, для проверки гипотезы о нерациональности ожиданий аналитиков, мною была сделана регрессия вида (11)

$$\text{error}_{i,t}^{t+1} = \alpha_3 + \beta_3 \Delta s_{i,t+1}^{\text{exp}} + \vartheta_{i,t}$$

Результат регрессии приведен в таблице 15¹⁹. Коэффициент β_3 (-0,58) отрицателен и значим на любом разумном уровне значимости. Если интерпретировать данный результат прямолинейно, то можно было бы сказать, что аналитики улучшили бы свои предсказания, если бы брали сегодняшний обменный курс с меньшим весом. Знак полученной ошибки в ожиданиях аналитиков противоположен предполагаемому. Однако не стоит забывать о том, что данный анализ может быть состоятельным только при отсутствии ошибки измерения ожиданий аналитиков. Я не могу быть в этом уверена.

Для того чтобы анализ рациональности ожиданий был состоятелен в любом случае, как и в предыдущей части я буду использовать регрессию вида(12):

$$\text{error}_{i,t}^{t+1} = \alpha'_3 + \beta'_3 \text{fd}_{i,t}^{t+1} + \vartheta'_{i,t}$$

Результаты данной регрессии в таблице 14²⁰. Коэффициент $\beta'_3 = -\beta_{re}$ не значим на любом разумном уровне значимости. Регрессия в целом также не значима даже на 10% уровне. Нулевая гипотеза о том, что ожидания аналитиков не рациональны, не может быть отвергнута, следовательно, нельзя предположить, что систематическая ошибка в ожиданиях инвесторов является причиной ошибки форвардного дисконта.

¹⁹ Приведенные результаты – результаты общей регрессии. Использование общей регрессии, обосновано проведенным тестом мультипликаторов Лагранжа, который не выявил значимых случайных эффектов на 5% уровне значимости. Результат теста см. в Приложении 3

²⁰ Приведенные результаты – результаты общей регрессии. Использование общей регрессии, обосновано проведенным тестом мультипликаторов Лагранжа, который не выявил значимых случайных эффектов на 5% уровне значимости. Результат теста см. в Приложении 3

Заключение. Критический обзор результатов исследования и предложения для дальнейшего исследования.

В данной работе был проанализирован рынок форвардных контрактов на валюту. Этот рынок является одним из наиболее ликвидных, где встречается огромное количество агентов, а размеры сделок варьируются от нескольких тысяч до нескольких миллиардов долларов. Любая компания, имеющая позиции в разных валютах будет пытаться уменьшить свой валютный риск, используя форварды, фьючерсы или опционы. В тоже время легкость доступа и ликвидность рынка привлекает на него большое количество, как профессиональных спекулянтов, так и новичков, которые пытаются заработать арбитражную прибыль. Именно поэтому, изучению аномалий на этом рынке посвящено большое количество исследований.

Проанализировав 17 валют, я не нашла значимой ошибки форвардного дисконта для большинства из них. Тем ни менее на агрегированном уровне аномалия подтвердилась.

Далее, я предположила, что наличие ошибки форвардного дисконта может быть следствием проблемы песо. Наличие зависимости между коэффициентом эксцесса исторических изменений обменного курса и ошибкой форвардного дисконта было найдено только для турецкой лиры и фунта. Тем ни менее статистически значимую ошибку форвардного дисконта имеет только турецкая лира. Это может быть объяснено тем, что обменный курс турецкой лиры имеет в своей истории очень большие скачки. Отсутствие значимой зависимости для других волатильных валют (песо например) говорит о том, что возможно, коэффициент эксцесса не является точной мерой опасений инвесторов по поводу значительного изменения курса, так как не показывает направление значительного изменения, в то время как инвесторы, возможно, обращают внимание только на негативные отклонения. Дальнейшее исследование проблемы песо могло бы включать в себя значение смещенности выборки как объясняющую переменную для форвардной ошибки.

В части 1.3 я опустила предпосылку о толерантности инвесторов к риску и использовала модель ARCH-in-mean для моделирования изменения обменного курса. Как и большинство предыдущих исследование не нашел значимого эффекта волатильности на изменение обменного курса для большинства валют. Однако для рубля и рупия такая зависимость все же присутствует, хотя значимой ошибки форвардного дисконта для них не было найдено. Данный анализ указывает на то, что влияние волатильности как на обменного курса, так и на ошибку форвардного дисконта не однозначно, так как валютный рынок в отличие от других финансовых

рынков имеет большое количество агентов, как в длинной позиции, так и в короткой позиции по каждой из валют. Кроме того, модели условной авторегрессии нуждаются в большом количестве наблюдений для точных оценок. 148 наблюдений рассмотренных в этой работе возможно недостаточно. Для дальнейшего исследования данной темы я бы использовала модель GARCH-in-mean и данные с большей частотой (еженедельные, дневные).

Во второй части исследования я опустила предпосылку о рациональности ожиданий инвесторов. Я использовала аналитические прогнозы в качестве прокси ожиданий инвесторов. Результаты исследования, проведенного мной противоположны результатам Frankel и Froot (1989). Я получила доказательства существования премии за риск, но гипотеза о нерациональности ожиданий инвесторов не подтвердилась. Данный результат можно объяснить двум гипотезами. Во-первых, за последние 20 лет систематическая ошибка в ожиданиях игроков на рынке исчезла вследствие повышения уровня знаний, информационных технологий и т. д. Вторая, так как в данной работе ожидания инвесторов я заменила на прогнозы аналитиков, то возможно, аналитики в отличие от игроков на рынке имеют несмещенные (без систематической ошибки) ожидания о будущем обменном курсе. Для дальнейшего анализа данных предположений важно сравнить являются ли прогнозы аналитиков несмещенным прокси для ожиданий игроков на рынке, после чего сравнение результатов с работой Frankel и Froot (1989) даст более точный ответ на вопрос о причинах форвардного дисконта.

Таким образом, данная работа представляет собой обзор и проверку различных гипотез о причинах ошибки форвардного дисконта. К сожалению, мне не удалось дать однозначный ответ на вопрос: что вызывает ошибку форвардного дисконта. Да и сама ошибка является не значимой в большом количестве случаев. Результаты тестов, сильно завися от количества и качества исходных данных и для более полного изучения проблемы необходимы данные с большей плотностью. Однако, изучение таких данных усложняется их нестационарностью и для состоятельного анализа нужны более сложные эконометрические методы. В данной работе обзор гипотез и их формальная проверка и каждую из гипотез можно проверить точнее с помощью более совершенных моделей.

Список использованной литературы.

1. Chatterjee, Devalina 'Thee Essays in Forward Rate Unbiasedness Hypothesis', 5/1/2010
2. Flood, Robert P. и Rose, Andrew K. 'Uncovered Interest Parity in Crisis: The Interest Rate Defense in the 1990s' IMF Working Paper, 2001
3. Floyd, John E. 'Real Exchange Rates, Efficient Markets and Uncovered Interest Parity: A Review' University of Toronto, 2004
4. Froot, Kenneth A. и Frankel, Jeffrey A. 'Forward Discount Bias: Is It an Exchange Rate Risk Premium?' The Quarterly Journal of Economics, Vol. 104, No. 1 (Feb., 1989), pp. 139-161
5. Radalj, Kim 'Risk Premiums and Forward Rate Anomaly: A Survey' Department of Economics, University of Western Australia, 2002

Приложение 1. Исходные данные.

1. Ежемесячные данные по 16 валютам на промежутке с января 2001 по апрель 2013 и по рублю с августа 2001 по апрель 2013.

Спотовые курсы (данные за май 2013 так же включены):

variable	N	mean	min	p50	sd	kurtosis	max	skewness
jpy_s	149	104.5041	76.29	108.03	15.84051	1.892323	134.3	-0.320125
eur_s	149	0.8178383	0.6326	0.7802	0.1351135	3.762194	1.1825	1.289247
cad_s	149	1.197512	0.9451	1.1414	0.2030345	2.197594	1.6046	0.7262662
aud_s	149	1.319503	0.9096	1.29	0.3111956	2.613651	2.0595	0.7641481
nzd_s	149	1.56788	1.1372	1.4445	0.3575887	3.486577	2.4823	1.241613
nok_s	149	6.533647	5.084	6.2895	1.04744	3.770464	9.3716	1.172773
sek_s	149	7.597189	5.9356	7.218	1.255126	3.554194	10.8703	1.186753
chf_s	149	1.200805	0.7856	1.1958	0.2352801	2.923536	1.797	0.6746591
gbp_s	149	0.6006174	0.481	0.6156	0.0635313	1.919069	0.7088	-0.146241
inr_s	149	46.63968	39.35	46.3675	3.66612	3.506231	56.505	0.5477017
kwr_s	149	1127.348	903.2	1134.63	126.6384	2.803479	1534.35	0.2034712
pln_s	149	3.290366	2.0626	3.1899	0.5342919	2.279725	4.2627	0.0478525
rub_s	149	29.12921	23.4435	29.2537	2.426073	3.144225	35.9137	-0.300988
zar_s	149	7.751528	5.6625	7.477	1.297766	3.730803	11.985	1.034847
try_s	149	1.48031	0.6769	1.4825	0.2008615	3.840581	1.8909	-0.279679
brl_s	149	2.246211	1.5493	2.136	0.521133	3.227302	3.821	0.9239431
mxn_s	149	11.45357	9.01	11.0838	1.362596	2.401423	15.255	0.2941297

Форвардные пункты:

variable	N	mean	min	p50	sd	kurtosis	max	skewness
jpy_fp	148	-19.79622	-57.5	-15.005	17.81713	2.044718	-0.85	-0.675278
eur_fp	148	0.0866892	-25.39	-0.975	12.60565	3.419853	46.97	0.6902913
cad_fp	148	3.442297	-15.6	5.08	9.020313	2.812733	27.15	0.1814958
aud_fp	148	-20.51459	-47.1	-19.945	11.88706	2.017742	-0.2	-0.250711
nzd_fp	148	-18.22642	-42.15	-17.255	7.027931	5.052999	-3.25	-1.007051
nok_fp	148	85.73892	-145	78.03	131.428	2.7729	377.5	0.4379378
sek_fp	148	26.36757	-205.98	48.1	109.4686	2.340134	220.5	-0.394104
chf_fp	148	-13.56365	-44.85	-8.725	12.82556	2.656166	0.5	-1.030509
gbp_fp	148	-15.10628	-51.4	-6.425	17.81518	2.801024	47.58	-0.263603
inr_fp	148	19.05824	-9.5	17.38	15.14223	5.063889	88.5	0.9027657
kws_fp	148	1.018581	-15.5	1.425	2.306641	20.10517	4.75	-2.991325
pln_fp	148	113.7927	-39.34	85.05	122.3132	5.235224	513.5	1.533251
rub_fp	141	1245.298	-750	859	1926.615	24.33878	14145	3.918848
zar_fp	148	447.0878	113	389.5	227.8613	2.980024	1120	0.9034852
try_fp	148	235.1104	55.75	146.96	207.0907	3.665489	869.19	1.429417
brl_fp	148	195.1578	-305	132.05	162.7232	4.182816	600	0.0729863
mxn_fp	148	464.7368	153.72	427.365	221.6181	6.922058	1470.14	1.510093

Форвардная премия $fd_t^{t+1} = \ln(F_t^{t+1}) - \ln(S_t)$:

variable	N	mean	min	p50	sd	kurtosis	max	skewness
jpy_prem	148	-0.0017438	-0.0052213	-0.0013428	0.0014999	2.049587	-0.000101	-0.669689
eur_prem	148	0.0000402	-0.0040033	-0.0001348	0.0016334	4.125242	0.0065845	0.5843848
cad_prem	148	0.0002567	-0.0014731	0.0004309	0.0007178	2.520261	0.0020039	-0.197518
aud_prem	148	-0.001781	-0.0051916	-0.0014593	0.0012986	2.337103	-9.71E-06	-0.658823
nzd_prem	148	-0.001251	-0.0033088	-0.0012564	0.0005883	5.35001	-0.000144	-1.00688
nok_prem	148	0.0011975	-0.0023571	0.0012991	0.0017701	2.470633	0.0048986	-0.053184
sek_prem	148	0.0003136	-0.0028586	0.000634	0.0014035	2.262906	0.0023198	-0.619665
chf_prem	148	-0.0010994	-0.0037065	-0.0006531	0.0010184	2.806527	0.0000305	-1.101112
gbp_prem	148	-0.0026207	-0.0097306	-0.0010823	0.0032426	2.993147	0.008435	-0.44036
inr_prem	148	0.0003979	-0.0002389	0.0003799	0.000306	4.958659	0.0017649	0.7828318
kws_prem	148	0.000865	-0.0106075	0.0012834	0.0018506	12.35468	0.0036098	-2.182245
pln_prem	148	0.0031345	-0.0012745	0.0029064	0.0029706	4.817525	0.0128757	1.168157
rub_prem	141	0.0040363	-0.002804	0.0029019	0.0062059	26.40724	0.0494217	4.025049
zar_prem	148	0.0055685	0.0018467	0.0052106	0.0021891	2.764259	0.0110956	0.591232
try_prem	148	0.0161177	0.0033293	0.0106593	0.0142451	4.025989	0.0594801	1.471716
brl_prem	148	0.0083721	-0.0087592	0.0074824	0.0052275	4.40332	0.0200026	-0.282609
mxn_prem	148	0.0041159	0.0013758	0.0036466	0.002016	4.416031	0.0105216	1.142028

Изменение обменного курса $\Delta S_t = \ln(S_{t+1}) - \ln(S_t)$:

variable	N	mean	min	p50	sd	kurtosis	max	skewness
jpy_change	148	-0.0010039	-0.075478	-0.0006197	0.028139	3.264372	0.0817522	0.3808921
eur_change	148	-0.0022599	-0.093698	-0.0024185	0.0310599	4.031066	0.1002844	0.3648487
cad_change	148	-0.0024873	-0.092182	-0.0047397	0.0281337	6.534337	0.1346041	0.6620486
aud_change	148	-0.0037378	-0.0930975	-0.0078711	0.0401785	5.401993	0.1732717	0.8829863
nzd_change	148	-0.0039331	-0.1258081	-0.008276	0.0412151	4.869679	0.1416649	0.6330699
nok_change	148	-0.0027613	-0.0735825	-0.0039927	0.0340264	4.305765	0.1293069	0.568439
sek_change	148	-0.0024635	-0.0898327	-0.0044339	0.035521	3.368994	0.1105942	0.2300572
chf_change	148	-0.0036608	-0.1270546	-0.0026324	0.0327481	4.869929	0.121741	0.0254283
gbp_change	148	-0.000251	-0.089109	-0.0011821	0.0259049	4.778316	0.0974604	0.4315865
inr_change	148	0.0013313	-0.0704544	-0.0009743	0.0219443	5.103172	0.0709252	0.3351699
kws_change	148	-0.0007218	-0.1262257	-0.002442	0.0335815	6.37152	0.1207442	0.4475843
pln_change	148	-0.0014549	-0.0937633	-0.0034188	0.0433162	4.802037	0.1585046	0.9689614
rub_change	148	0.0007877	-0.0679151	0.0000934	0.0285467	12.32563	0.1574698	2.061262
zar_change	148	0.0017623	-0.1150009	-0.0020597	0.0518637	3.233856	0.1576387	0.5892129
try_change	148	0.0068866	-0.0974157	-0.0027621	0.0536987	14.10285	0.3520105	2.198747
brl_change	148	0.0005525	-0.1419346	-0.0065731	0.053856	6.989513	0.2432341	1.179795
mxn_change	148	0.0018994	-0.0755037	-0.0015547	0.0299325	8.295542	0.1516573	1.325376

Максимально длинные ряды спотовых курсов:

variable	с (дата)	mean	min	p50	sd	kurtosis	max	skewness
jpy_s	29 янв 71	166.9655	76.29	129.95	75.30995	2.236504	357.72	0.779123
eur_s	31 дек 98	0.845415	0.6326	0.79085	0.145747	2.551557	1.1825	0.838026
cad_s	29 янв 71	1.217197	0.9451	1.1969	0.171788	2.119911	1.6046	0.293706
aud_s	29 янв 71	1.209297	0.6734	1.2594	0.308326	2.549992	2.0595	0.306387
nzd_s	29 янв 71	1.471736	0.6711	1.4881	0.419335	2.47326	2.5329	0.095574
nok_s	29 янв 71	6.557882	4.74	6.51	1.047763	3.004011	9.6	0.610666
sek_s	29 янв 71	6.629972	3.8986	6.6859	1.600552	2.524709	10.8703	0.169872
chf_s	29 янв 71	1.752691	0.7856	1.5142	0.725589	5.141842	4.307	1.541395
gbp_s	29 янв 71	0.580237	0.3822	0.5977	0.093579	3.084307	0.9268	-0.12153
inr_s	31 янв 73	27.6666	7.27	31.2	16.4899	1.330926	56.505	0.061393
kwr_s	30 апр 81	960.5856	668.9	893.05	212.6443	2.39081	1695	0.549325
pln_s	30 июн 93	3.229171	1.7575	3.17895	0.648442	2.146686	4.6465	0.009115
rub_s	30 июл 93	22.2731	0.987	27.8693	10.93595	2.154068	35.9137	-0.95439
zar_s	29 янв 71	3.925236	0.6678	2.8375	2.951856	2.010022	11.985	0.535142
try_s	27 фев 81	0.620251	0.0001	0.13145	0.703511	1.426954	1.8909	0.48199
brl_s	31 янв 92	1.70246	0.0005	1.8035	0.856624	2.80226	3.821	-0.22593
mxn_s	29 янв 71	5.090089	0.0125	3.0748	4.972897	1.466007	15.255	0.348976

2. Ежеквартальные данные по 17 валютам (с сентября 2010 по март 2013).

Спотовые курсы:

variable	N	mean	min	p50	sd	kurtosis	max	skewness
jpy_s	11	82.12727	76.91	81.12	4.98435	4.194295	94.22	1.270496
eur_s	11	0.749882	0.6891	0.7495	0.031293	2.523028	0.7899	-0.66717
cad_s	11	1.004	0.9641	0.9987	0.025956	2.236267	1.0503	0.070975
aud_s	11	0.977846	0.9337	0.9666	0.030961	3.092197	1.0356	0.982193
nzd_s	11	1.258473	1.1946	1.2479	0.055495	1.994727	1.3627	0.474141
nok_s	11	5.749782	5.3939	5.8218	0.1889	2.154971	5.9751	-0.58529
sek_s	11	6.634964	6.308	6.6147	0.214792	1.856295	6.9224	-0.15152
chf_s	11	0.924991	0.8419	0.9352	0.035563	4.025584	0.9809	-0.89307
gbp_s	11	0.632718	0.6156	0.6358	0.013007	2.249699	0.658	0.387973
inr_s	11	49.96552	44.585	50.8763	4.532703	1.353669	55.6375	-0.14665
kwr_s	11	1120.633	1064.4	1126	34.92598	2.268696	1178.1	-0.23309
pln_s	11	3.111082	2.7426	3.1121	0.224804	1.870648	3.4454	-0.17968
rub_s	11	30.56485	27.8693	30.537	1.501112	2.196363	32.4246	-0.50765
zar_s	11	7.745191	6.6291	8.09	0.851603	1.908316	9.2362	0.057746
try_s	11	1.717345	1.4456	1.784	0.149961	1.926562	1.8909	-0.63645
brl_s	11	1.838709	1.5633	1.8668	0.178555	1.555213	2.0516	-0.20917
mxn_s	11	12.78845	11.7141	12.8107	0.72721	2.122235	13.9357	0.252958

Форвардные пункты:

variable	N	mean	min	p50	sd	kurtosis	max	skewness
jpy_fp	11	-7.92364	-13.22	-7.7	2.672143	2.489354	-4.24	-0.51186
eur_fp	11	-1.83455	-37.81	6.62	16.91012	2.929352	13.11	-1.08021
cad_fp	11	20.69364	19.26	20.6	1.074647	3.162285	22.95	0.805554
aud_fp	11	-98.3227	-123.85	-102.95	19.07326	1.792361	-68.4	0.371482
nzd_fp	11	-50.2746	-56	-50.4	2.865699	2.732043	-46.3	-0.6771
nok_fp	11	237.0345	184.88	207.8	48.26559	1.70802	322.75	0.458853
sek_fp	11	227.6491	125.04	227.5	70.98924	1.827971	338.88	-0.01643
chf_fp	11	-12.7955	-22.63	-11.25	5.516706	2.046842	-5.09	-0.23881
gbp_fp	11	-10.5846	-20.74	-10.03	5.599185	2.143905	-3.81	-0.40557
inr_fp	11	83.59454	45	77.88	27.17322	2.235846	134.65	0.38499
kws_fp	11	5.455455	2.85	5.65	1.416957	2.42066	7.15	-0.70952
pln_fp	11	268.05	172.8	276.9	58.13595	1.990701	362.25	-0.04513
rub_fp	11	3883.091	2107	4260	1299.825	1.502881	5660	-0.15808
zar_fp	11	1023.455	864	1046	92.33674	1.974852	1142	-0.46796
try_fp	11	266.8755	179.35	245.93	69.42828	2.180439	397.2	0.663785
brl_fp	11	308.0536	214.1	318.5	58.85445	1.900244	393.66	-0.28393
mxn_fp	11	1060.523	860	1080	98.4959	2.59437	1177.75	-0.59677

Ожидания аналитиков (с декабря 2010):

variable	N	mean	min	p50	sd	kurtosis	max	skewness
jpy_forc	10	80.5	75	79.5	5.317685	5.329395	94	1.719758
eur_forc	10	0.759287	0.694444	0.772212	0.037584	1.924196	0.806452	-0.42312
cad_forc	10	1.003	0.96	0.995	0.029833	2.440297	1.06	0.514515
aud_forc	10	1.004	0.95	1.005	0.03534	2.030965	1.06	0.112728
nzd_forc	10	1.276717	1.176471	1.273937	0.063505	2.248229	1.388889	0.141841
nok_forc	10	5.851	5.52	5.82	0.252518	1.580202	6.22	0.064425
sek_forc	10	6.801	6.38	6.815	0.336533	1.732139	7.26	0.024993
chf_forc	10	0.94	0.85	0.95	0.04	3.599537	0.99	-1.05409
gbp_forc	10	0.637188	0.621118	0.634927	0.01324	1.959504	0.657895	0.49999
inr_forc	10	49.4	44	50	4.177719	1.451244	55	-0.06964
kws_forc	10	1118.7	1047	1123	43.899	2.770475	1200	0.004994
pln_forc	10	3.17	2.7	3.16	0.314112	1.794963	3.62	0.109924
rub_forc	10	30.76	27.8	30.25	1.860825	1.772	33.4	0.010985
zar_forc	10	7.782	6.87	7.865	0.756877	1.475613	8.89	-0.00619
try_forc	10	1.718	1.43	1.775	0.143975	2.441789	1.86	-0.79463
brl_forc	10	1.811	1.6	1.81	0.164347	1.610835	2.04	0.279035
mxn_forc	10	12.58	12	12.35	0.610646	1.795497	13.6	0.624145

Приложение 2. Результаты регрессий $\Delta s_t = \alpha + \beta d_t^{t+1} + \varepsilon_{t+1}$

AUD

Dependent Variable: AUD_CHANGE

Method: Least Squares

Date: 06/15/13 Time: 10:20

Sample: 2001M01 2013M04

Included observations: 148

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.009425	0.005607	-1.680861	0.0949
AUD_PREM	-3.193194	2.546876	-1.253769	0.2119
R-squared	0.010652	Mean dependent var		-0.003738
Adjusted R-squared	0.003876	S.D. dependent var		0.040178
S.E. of regression	0.040101	Akaike info criterion		-3.581433
Sum squared resid	0.234776	Schwarz criterion		-3.540930
Log likelihood	267.0260	Hannan-Quinn criter.		-3.564977
F-statistic	1.571936	Durbin-Watson stat		1.928718
Prob(F-statistic)	0.211930			

BRL

Dependent Variable: BRL_CHANGE

Method: Least Squares

Date: 06/15/13 Time: 10:58

Sample: 2001M01 2013M04

Included observations: 148

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001927	0.008404	-0.229238	0.8190
BRL_PREM	0.296102	0.852279	0.347424	0.7288
R-squared	0.000826	Mean dependent var		0.000552
Adjusted R-squared	-0.006018	S.D. dependent var		0.053856

S.E. of regression	0.054018	Akaike info criterion	-2.985585
Sum squared resid	0.426017	Schwarz criterion	-2.945082
Log likelihood	222.9333	Hannan-Quinn criter.	-2.969129
F-statistic	0.120703	Durbin-Watson stat	2.110159
Prob(F-statistic)	0.728773		

CAD

Dependent Variable: CAD_CHANGE

Method: Least Squares

Date: 06/15/13 Time: 10:31

Sample: 2001M01 2013M04

Included observations: 148

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002146	0.002464	-0.871098	0.3851
CAD_PREM	-1.327998	3.242015	-0.409621	0.6827

R-squared	0.001148	Mean dependent var	-0.002487
Adjusted R-squared	-0.005694	S.D. dependent var	0.028134
S.E. of regression	0.028214	Akaike info criterion	-4.284596
Sum squared resid	0.116218	Schwarz criterion	-4.244093
Log likelihood	319.0601	Hannan-Quinn criter.	-4.268140
F-statistic	0.167789	Durbin-Watson stat	2.155573
Prob(F-statistic)	0.682684		

CHF

Dependent Variable: CHF_CHANGE

Method: Least Squares

Date: 06/15/13 Time: 10:36

Sample: 2001M01 2013M04

Included observations: 148

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003907	0.003982	-0.981142	0.3281

CHF_PREM -0.223837 2.661339 -0.084107 0.9331

R-squared	0.000048	Mean dependent var	-0.003661
Adjusted R-squared	-0.006801	S.D. dependent var	0.032748
S.E. of regression	0.032859	Akaike info criterion	-3.979742
Sum squared resid	0.157641	Schwarz criterion	-3.939239
Log likelihood	296.5009	Hannan-Quinn criter.	-3.963286
F-statistic	0.007074	Durbin-Watson stat	2.181436
Prob(F-statistic)	0.933087		

EUR

Dependent Variable: EUR_CHANGE

Method: Least Squares

Date: 06/15/13 Time: 10:39

Sample: 2001M01 2013M04

Included observations: 148

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002283	0.002561	-0.891093	0.3743
EUR_PREM	0.562906	1.573067	0.357840	0.7210

R-squared	0.000876	Mean dependent var	-0.002260
Adjusted R-squared	-0.005967	S.D. dependent var	0.031060
S.E. of regression	0.031152	Akaike info criterion	-4.086426
Sum squared resid	0.141689	Schwarz criterion	-4.045923
Log likelihood	304.3955	Hannan-Quinn criter.	-4.069970
F-statistic	0.128050	Durbin-Watson stat	2.001557
Prob(F-statistic)	0.720980		

GBP

Dependent Variable: GBP_CHANGE

Method: Least Squares

Date: 06/15/13 Time: 10:41

Sample: 2001M01 2013M04

Included observations: 148

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000151	0.002750	0.054889	0.9563
GBP_PREM	0.153385	0.661047	0.232033	0.8168
R-squared	0.000369	Mean dependent var		-0.000251
Adjusted R-squared	-0.006478	S.D. dependent var		0.025905
S.E. of regression	0.025989	Akaike info criterion		-4.448888
Sum squared resid	0.098610	Schwarz criterion		-4.408385
Log likelihood	331.2177	Hannan-Quinn criter.		-4.432432
F-statistic	0.053839	Durbin-Watson stat		1.772873
Prob(F-statistic)	0.816837			

INR

Dependent Variable: INR_CHANGE

Method: Least Squares

Date: 06/15/13 Time: 11:00

Sample: 2001M01 2013M04

Included observations: 148

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000951	0.002975	0.319520	0.7498
INR_PREM	0.956676	5.934080	0.161217	0.8721
R-squared	0.000178	Mean dependent var		0.001331
Adjusted R-squared	-0.006670	S.D. dependent var		0.021944
S.E. of regression	0.022017	Akaike info criterion		-4.780552
Sum squared resid	0.070775	Schwarz criterion		-4.740049
Log likelihood	355.7608	Hannan-Quinn criter.		-4.764096
F-statistic	0.025991	Durbin-Watson stat		1.705172
Prob(F-statistic)	0.872145			

JPY

Dependent Variable: JPY_CHANGE

Method: Least Squares

Date: 06/15/13 Time: 11:03

Sample: 2001M01 2013M04

Included observations: 148

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000392	0.003563	0.110102	0.9125
JPY_PREM	0.800639	1.551252	0.516124	0.6065
R-squared	0.001821	Mean dependent var		-0.001004
Adjusted R-squared	-0.005016	S.D. dependent var		0.028139
S.E. of regression	0.028209	Akaike info criterion		-4.284897
Sum squared resid	0.116183	Schwarz criterion		-4.244394
Log likelihood	319.0824	Hannan-Quinn criter.		-4.268441
F-statistic	0.266384	Durbin-Watson stat		1.820745
Prob(F-statistic)	0.606548			

KWR

Dependent Variable: KWS_CHANGE

Method: Least Squares

Date: 06/15/13 Time: 11:07

Sample: 2001M01 2013M04

Included observations: 148

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000788	0.003059	-0.257638	0.7970
KWS_PREM	0.076740	1.501810	0.051098	0.9593
R-squared	0.000018	Mean dependent var		-0.000722
Adjusted R-squared	-0.006831	S.D. dependent var		0.033581
S.E. of regression	0.033696	Akaike info criterion		-3.929455
Sum squared resid	0.165771	Schwarz criterion		-3.888952
Log likelihood	292.7797	Hannan-Quinn criter.		-3.912999
F-statistic	0.002611	Durbin-Watson stat		1.966256
Prob(F-statistic)	0.959317			

MXN

Dependent Variable: MXN_CHANGE

Method: Least Squares

Date: 06/15/13 Time: 11:16

Sample: 2001M01 2013M04

Included observations: 148

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.35E-05	0.005626	0.013058	0.9896
MXN_PREM	0.443637	1.228264	0.361191	0.7185
R-squared	0.000893	Mean dependent var		0.001899
Adjusted R-squared	-0.005950	S.D. dependent var		0.029932
S.E. of regression	0.030021	Akaike info criterion		-4.160392
Sum squared resid	0.131587	Schwarz criterion		-4.119889
Log likelihood	309.8690	Hannan-Quinn criter.		-4.143936
F-statistic	0.130459	Durbin-Watson stat		1.729129
Prob(F-statistic)	0.718479			

NOK

Dependent Variable: NOK_CHANGE

Method: Least Squares

Date: 06/15/13 Time: 11:31

Sample: 2001M01 2013M04

Included observations: 148

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003143	0.003392	-0.926814	0.3556
NOK_PREM	0.319089	1.590681	0.200599	0.8413
R-squared	0.000276	Mean dependent var		-0.002761
Adjusted R-squared	-0.006572	S.D. dependent var		0.034026
S.E. of regression	0.034138	Akaike info criterion		-3.903385

Sum squared resid	0.170150	Schwarz criterion	-3.862883
Log likelihood	290.8505	Hannan-Quinn criter.	-3.886929
F-statistic	0.040240	Durbin-Watson stat	1.914578
Prob(F-statistic)	0.841291		

NZD

Dependent Variable: NZD_CHANGE

Method: Least Squares

Date: 06/15/13 Time: 11:33

Sample: 2001M01 2013M04

Included observations: 148

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.024847	0.007779	-3.193967	0.0017
NZD_PREM	-16.71718	5.630639	-2.968967	0.0035

R-squared	0.056938	Mean dependent var	-0.003933
Adjusted R-squared	0.050478	S.D. dependent var	0.041215
S.E. of regression	0.040161	Akaike info criterion	-3.578398
Sum squared resid	0.235489	Schwarz criterion	-3.537895
Log likelihood	266.8014	Hannan-Quinn criter.	-3.561942
F-statistic	8.814768	Durbin-Watson stat	2.066883
Prob(F-statistic)	0.003494		

PLN

Dependent Variable: PLN_CHANGE

Method: Least Squares

Date: 06/15/13 Time: 11:39

Sample: 2001M01 2013M04

Included observations: 148

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003727	0.005197	-0.717261	0.4744
PLN_PREM	0.725016	1.205311	0.601518	0.5484

R-squared	0.002472	Mean dependent var	-0.001455
Adjusted R-squared	-0.004360	S.D. dependent var	0.043316
S.E. of regression	0.043411	Akaike info criterion	-3.422808
Sum squared resid	0.275133	Schwarz criterion	-3.382305
Log likelihood	255.2878	Hannan-Quinn criter.	-3.406352
F-statistic	0.361824	Durbin-Watson stat	1.821345
Prob(F-statistic)	0.548428		

RUB

Dependent Variable: RUB_CHANGE

Method: Least Squares

Date: 06/15/13 Time: 11:40

Sample (adjusted): 2001M08 2013M04

Included observations: 141 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002983	0.002898	-1.029578	0.3050
RUB_PREM	0.879899	0.392378	2.242476	0.0265

R-squared	0.034915	Mean dependent var	0.000568
Adjusted R-squared	0.027971	S.D. dependent var	0.029224
S.E. of regression	0.028812	Akaike info criterion	-4.241958
Sum squared resid	0.115389	Schwarz criterion	-4.200132
Log likelihood	301.0580	Hannan-Quinn criter.	-4.224961
F-statistic	5.028699	Durbin-Watson stat	1.792260
Prob(F-statistic)	0.026514		

SEK

Dependent Variable: SEK_CHANGE

Method: Least Squares

Date: 06/15/13 Time: 11:44

Sample: 2001M01 2013M04

Included observations: 148

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002260	0.003002	-0.752916	0.4527
SEK_PREM	-0.649238	2.093898	-0.310062	0.7570
R-squared	0.000658	Mean dependent var		-0.002463
Adjusted R-squared	-0.006187	S.D. dependent var		0.035521
S.E. of regression	0.035631	Akaike info criterion		-3.817793
Sum squared resid	0.185354	Schwarz criterion		-3.777291
Log likelihood	284.5167	Hannan-Quinn criter.		-3.801337
F-statistic	0.096138	Durbin-Watson stat		1.919892
Prob(F-statistic)	0.756956			

TRY

Dependent Variable: TRY_CHANGE

Method: Least Squares

ate: 06/15/13 Time: 11:48

Sample: 2001M01 2013M04

Included observations: 148

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002353	0.006682	0.352098	0.7253
TRY_PREM	0.281294	0.311108	0.904170	0.3674
R-squared	0.005568	Mean dependent var		0.006887
Adjusted R-squared	-0.001243	S.D. dependent var		0.053699
S.E. of regression	0.053732	Akaike info criterion		-2.996192
Sum squared resid	0.421522	Schwarz criterion		-2.955689
Log likelihood	223.7182	Hannan-Quinn criter.		-2.979736
F-statistic	0.817524	Durbin-Watson stat		1.441943
Prob(F-statistic)	0.367395			

ZAR

Dependent Variable: ZAR_CHANGE

Method: Least Squares

Date: 06/15/13 Time: 11:49

Sample: 2001M01 2013M04

Included observations: 148

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.023980	0.011559	2.074578	0.0398
ZAR_PREM	-3.989978	1.932778	-2.064374	0.0408
R-squared	0.028361	Mean dependent var		0.001762
Adjusted R-squared	0.021706	S.D. dependent var		0.051864
S.E. of regression	0.051298	Akaike info criterion		-3.088921
Sum squared resid	0.384192	Schwarz criterion		-3.048418
Log likelihood	230.5802	Hannan-Quinn criter.		-3.072465
F-statistic	4.261641	Durbin-Watson stat		2.010521
Prob(F-statistic)	0.040752			

Приложение 3. Тесты для выбора спецификации панельных данных.

$$\text{Регрессия } \Delta s_{i,t} = \alpha + \beta d_{i,t}^{t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$$

Ежемесячные данные с 08.2001 по 04.2013

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

change[curr,t] = Xb + u[curr] + e[curr,t]

Estimated results:

Var sd = sqrt(Var)

```
-----+-----  
change .0013588 .0368622  
e .0013638 .0369298  
u 0 0
```

Test: Var(u) = 0

chi2(1) = 3.96

Prob > chi2 = 0.0466

Тест Хаусмана

---- Coefficients ----

(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))	
fe1	re1	Difference	S.E.	

prem	.0848712	.2034832	-.118612	.140876
------	----------	----------	----------	---------

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test:

Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(1) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)

0.71

Prob>chi2 = 0.3998

Ежемесячные данные с 08.2001 по 12.2006

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

change[curr,t] = Xb + u[curr] + e[curr,t]

Estimated results:

Var sd = sqrt(Var)

```
-----+-----  
change .0009681 .0311145  
e .0009757 .0312367  
u 0 0
```

Test: Var(u) = 0

chi2(1) = 3.36

Prob > chi2 = 0.0667

Тест Хаусмана

```
---- Coefficients ----
(b)   (B)   (b-B)  sqrt(diag(V_b-V_B))
fe2   re2   Difference  S.E.

prem  .0321772  .1206327  -.0884555  .1742767

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

Test:
Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(1) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
                                             0.26

Prob>chi2 = 0.6118
```

Ежемесячные данные с 12.2007 по 04.2013

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$\text{change}[\text{curr},t] = Xb + u[\text{curr}] + e[\text{curr},t]$

Estimated results:

Var sd = sqrt(Var)

```
-----+-----
change .0017554 .0418978
e .0017699 .0420707
u 0 0
```

Test: $\text{Var}(u) = 0$

chi2(1) = 5.83

Prob > chi2 = 0.0158

Тест Хаусмана

```
---- Coefficients ----
(b)   (B)   (b-B)  sqrt(diag(V_b-V_B))
fe3   re3   Difference  S.E.

prem  .8639238  .6782297  .1856941  .4110747

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

Test:
Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(1) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
                                             0.2

Prob>chi2 = 0.6515
```

Ежеквартальные данные с 12.2010 по 04.2013

Регрессия $\Delta s_{i,t} = \alpha + \beta fd_{i,t}^{t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\text{change}[\text{curr},t] = Xb + u[\text{curr}] + e[\text{curr},t]$$

Estimated results:

Var sd = sqrt(Var)

```
-----+-----  
change .0028857 .0537186  
e .00307 .0554073  
u 0 0
```

Test: Var(u) = 0

chi2(1) = 3.70

Prob > chi2 = 0.0544

Регрессия $\Delta s_{i,t+1}^{\text{exp}} = \alpha + \beta fd_{i,t}^{t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\text{edep}[\text{curr},t] = Xb + u[\text{curr}] + e[\text{curr},t]$$

Estimated results:

Var sd = sqrt(Var)

```
-----+-----  
edep .0010049 .0316997  
e .0009432 .030712  
u .0000811 .0090051
```

Test: Var(u) = 0

chi2(1) = 2.86

Prob > chi2 = 0.0908

Регрессия $rp_{i,t}^{t+1} = \alpha' + \beta'_2 fd_{i,t}^{t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$rp[\text{curr},t] = Xb + u[\text{curr}] + e[\text{curr},t]$$

Estimated results:

Var sd = sqrt(Var)

```
-----+-----  
rp .001596 .0399495  
e .0009432 .030712  
u .0000811 .0090051
```

Test: Var(u) = 0

chi2(1) = 2.86

Prob > chi2 = 0.0908

Регрессия $err_{i,t}^{t+1} = \alpha_3 + \beta_3 \Delta s_{i,t+1}^{exp} + \vartheta_{i,t}$

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$rp[curr,t] = Xb + u[curr] + e[curr,t]$$

Estimated results:

Var sd = sqrt(Var)

	Var	sd
rp	.001596	.0399495
e	.0009432	.030712
u	.0000811	.0090051

Test: Var(u) = 0

chi2(1) = 2.86

Prob > chi2 = 0.0908

Регрессия $err_{i,t}^{t+1} = \alpha'_3 + \beta'_3 fd_{i,t}^{t+1} + \vartheta'_{i,t}$

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$error[curr,t] = Xb + u[curr] + e[curr,t]$$

Estimated results:

Var sd = sqrt(Var)

	Var	sd
error	.0030452	.0551829
e	.0028262	.0531622
u	0	0

Test: Var(u) = 0

chi2(1) = 1.60

Prob > chi2 = 0.2064

Приложение 4. Тесты на стационарность переменных.

1. Не стационарность форвардной премии Турецкой Лиры

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 147

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value	Value	Value

Z(t)	-1.361	-3.494	-2.887	-2.577
------	--------	--------	--------	--------

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.6008

2. Стационарность Рубля

Форвардная премия стационарна

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 140

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value	Value	Value

Z(t)	-6.992	-3.497	-2.887	-2.577
------	--------	--------	--------	--------

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Изменения обменного курса рубля стационарно

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 147

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value	Value	Value

Z(t)	-9.813	-3.494	-2.887	-2.577
------	--------	--------	--------	--------

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

3. Проверка на стационарность панельных данных – ежемесячные наблюдения

Изменения обменного курса стационарны

Levin-Lin-Chu unit-root test for change

Ho: Panels contain unit roots Number of panels = 17
Ha: Panels are stationary Number of periods = 141

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

ADF regressions: 1 lag

LR variance: Bartlett kernel, 16.00 lags average (chosen by LLC)

Statistic	p-value
-----------	---------

Unadjusted t	-33.7044
--------------	----------

Adjusted t*	-27.0266	0.0000
-------------	----------	--------

Форвардная премия стационарна

Levin-Lin-Chu unit-root test for prem

Ho: Panels contain unit roots Number of panels = 17
Ha: Panels are stationary Number of periods = 141

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

ADF regressions: 1 lag

LR variance: Bartlett kernel, 16.00 lags average (chosen by LLC)

Statistic p-value

Unadjusted t -8.9191

Adjusted t* -3.7119 0.0001

3. Проверка на стационарность панельных данных; ежеквартальные наблюдения + ряд ожиданий аналитиков

Изменение обменного курса стационарно

Levin-Lin-Chu unit-root test for change

Ho: Panels contain unit roots Number of panels = 17
Ha: Panels are stationary Number of periods = 10

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

ADF regressions: 1 lag

LR variance: Bartlett kernel, 6.00 lags average (chosen by LLC)

Statistic p-value

Unadjusted t -15.4611

Adjusted t* -10.2910 0.0000

Форвардная премия стационарна

Levin-Lin-Chu unit-root test for prem

Ho: Panels contain unit roots Number of panels = 17
Ha: Panels are stationary Number of periods = 10

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

ADF regressions: 1 lag

LR variance: Bartlett kernel, 6.00 lags average (chosen by LLC)

Statistic p-value

Unadjusted t -10.5947

Adjusted t* -6.7274 0.0000

Ожидаемое изменение обменного курса стационарно на 5% уровне значимости

Levin-Lin-Chu unit-root test for edep

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels		
	=		17
Ha: Panels are stationary	Number of periods		
	=		10
AR parameter: Common	Asymptotics: N/T -> 0		
ADF regressions: 1 lag			
LR variance: Bartlett kernel, 6.00 lags average (chosen by LLC)			
Statistic	p-value		
Unadjusted t	-9.1369		
Adjusted t*	-2.0330	0.0210	

Приложение 5. Вариации и ковариации.

	change	edep	error	prem	rp
change	0.002886				
edep	0.000423	0.001005			
error	0.002463	-0.00058	0.003045		
prem	0.000095	-1.4E-05	0.000108	0.000563	
rp	-0.00033	-0.00102	0.000691	0.000577	0.001596

Приложение 6. Дополнительные регрессии (панельные данные)

1. Ежемесячные данные (08.2001-03.2013)

Регрессия $\Delta s_{i,t} = \alpha + \beta fd_{i,t}^{t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$ для BRL, EUR, GBP, INR, JPY, KWS, MXN,

NOK, PLN, RUB

Random-effects GLS

regression Number of obs = 759
 Group variable: curr Number of groups = 11

R-sq: within = 0.0043 Obs per group: min = 69
 between = 0.0649 avg = 69
 overall = 0.0032 max = 69

Random effects u_i ~

Gaussian Wald chi2(1) = 2.42
 corr(u_i, X) = 0 (assumed) Prob > chi2 = 0.12

change	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]
prem	.6190021	.3981531	1.55	0.120	-
			.1613636		1.399368
_cons	.0006604	.0015962	0.41	0.679	-
			.0024682		0.003789

sigma_u 0

sigma_e .04111008

rho 0 (fraction of variance due to u_i)

Регрессия не значима.

Регрессия $\Delta s_{i,t} = \alpha + \beta fd_{i,t}^{t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$ для CHF, EUR, GBP, JPY

Random-effects GLS

regression Number of obs = 276
 Group variable: curr Number of groups = 4

R-sq: within = 0.0022 Obs per group: min = 69
 between = 0.3955 avg = 69
 overall = 0.0010 max = 69

Random effects u_i ~

Gaussian Wald chi2(1) = 0.28
 corr(u_i, X) = 0 (assumed) Prob > chi2 = 0.595

change	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
			0.53	0.595	-	
prem	.6144573	1.155976	1.651215			2.880129
			0.15	0.883	-	
_cons	.0003369	.0022944	.0041601			0.004834
sigma_u	0					
sigma_e	.03474492					
rho	0 (fraction of		variance due to u_i)			

Регрессия не значима

Регрессия $\Delta s_{i,t} = \alpha + \beta d_{i,t}^{t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$ для INR, MXN, RUB, TRY, ZAR

Random-effects GLS regression

Number of obs	=	705
Number of groups		
Group variable: curr	=	5
Obs per group: min		
R-sq: within = 0.0003	=	141
between = 0.2347	avg =	141
overall = 0.0004	max =	141

Random effects u_i ~ Gaussian

corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Wald chi2(1) =	0.27
	Prob > chi2 =	0.6044

change	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
			0.52	0.604	-	
prem	.0919083	.1773985	.2557865			0.439603
			0.58	0.562	-	
_cons	.0010125	.001744	.0024057			0.0044308
sigma_u	0					
sigma_e	.03772097					
rho	0 (fraction		of variance due to u_i)			

Регрессия не значима.

2. Регрессия $\Delta s_{i,t} = \alpha + \beta fd_{i,t}^{t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$ на ежеквартальных данных (09.2001-03.2013)

Random-effects GLS regression	Number of obs =	782
Group variable: curr	Number of groups =	17
R-sq: within = 0.0000	Obs per group: min =	46
between = 0.1611	avg =	46
overall = 0.0011	max =	46
Random effects u_i ~ Gaussian	Wald chi2(1) =	0.85
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2 =	0.3576

change	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]
prem	.0726211	.0789409	0.92	0.358	-.0821002 0.2273423
_cons	-.0059677	.0024224	-2.46	0.014	-.0107156 -0.0012198

sigma_u 0
sigma_e .06362907
rho 0 (fraction of variance due to u_i)

Регрессия не значима.