### Национальный исследовательский университет

### Высшая школа экономики

Факультет экономики

«Корпоративные Финансы»

Кафедра экономики и финансов фирмы

##### МАГИСТЕРСКАЯ ДИССЕРТАЦИЯ

\_\_\_\_«Оценка затрат на собственный капитал с использованием межвременной модели\_\_\_\_\_

\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_ценообразования активов»\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_

Выполнил

Студент группы № 71-КФ

Кучин Илья Игоревич

Научный руководитель доцент, PhD, Дранев Ю.Я,

Москва 2014

Содержание:

Введение

Глава 1. Теоретические основы ценообразования активов:

* 1. Развитие моделей ценообразования активов
	2. Межвременные модели ценообразования активов.

Глава 2. Разработка межвременной модели ценообразования активов для Российского рынка.

2.2 Методология эмпирического тестирования Межвременной модели ценообразования активов.

2.1 Модификация межвременной модели ценообразования активов с тремя бетами.

Глава 3. Эмпирическое тестирования межвременной модели ценообразования активов

3.1 Выборка и оценка переменных модели

3.2 Результаты тестирования межвременной модели ценообразования активов

Вывод.

Список литературы

Приложения.

# Введение.

Проблема оценки затрат на капитал является одной из наиболее важных в области корпоративных финансов. В связи с особенностями развивающихся рынков капитала, зачастую, невозможно использовать общеизвестные методы оценки. В действительности, на развивающихся рынках капитала присутствуют дополнительные риски, обусловленные неэффективностью рынка, замкнутыми возможностями диверсификации и институциональными особенностями развивающихся стран. Для учета вышеперечисленных рисков многие ученных по всему миру пытаются создать новые модели оценки требуемой доходности на собственный капитал.

Ставка требуемой доходности имеет сильную зависимость от оценки рисков компании инвесторами и служит одним из основных параметров при оценке ее стоимости. Но в связи с обширным применением показателя требуемой доходности, выбор лучшего метода оценки затрат на собственный капитал на развивающихся рынках вызывает множество споров среди большинства известных ученых. Множество исследователей пришли к заключению, что глобальная модель ценообразования активов (CAPM) имеет достаточно большое количество недостатков, особенно при применении на развивающихся рынках капитала.

Актуальность данной работы состоит в следующем: межвременная модель ценообразования активов широко используется на различных рынках капитала и ее основное отличие от классической модели – ожидаемая доходность определяется через ковариации доходности с факторами, предсказывающими поведение рынка, причем значительная часть финансово-экономической литературы посвящено концепции оценки активов. Основной задачей в модели ценообразования активов является способ оценить текущую стоимость pay offs или денежных потоков, дисконтированных по риску и временным задержкам. Исходя из сложности процесса дисконтирования, соответствующие факторы, которые влияют на pay offs, варьируются на протяжении времени, тогда как теоретическая основа по-прежнему включает изменение факторов в модели ценообразования активов.

Целью данной работы является верификация межвременной модели ценообразования активов для оценки затрат на собственный капитал на Российском рынке.

В ходе достижения поставленной цели решались следующие задачи:

1. Обзор литературы по межвременным моделям затрат на собственный капитал и методам их тестирования
2. Выбор макропеременных, необходимых для моделирования затрат на собственный капитал
3. Разработка методологии межвременной модели ценообразования активов с тремя бетами
4. Расчет параметров модели с учетом временного горизонта
5. Эмпирическое тестирование межвременной модели ценообразования активов

Объектом исследования служит Российский рынок капитала, который, в свою очередь, является развивающимся. А для проведения исследования будет использована модификация межвременной модели ценообразования активов, впервые разработанная Робертом Мертоном в 1973 году.

Интерес проведения исследований в направлении данной тематики заключается в утверждении факта, что САРМ не в состоянии объяснить предсказуемость доходности фондового рынка из-за ковариаций с прогнозированием переменных. Поэтому в большинстве случаев ученные вводят в модель дополнительные факторы, влияющие на доходность актива.

Новизна в моей работе заключается в следующем: во-первых, для оценки бет модели будет использована векторная авторегрессия по панельным данным, которые будут состоять из факторов, влияющих на доходность активов; во-вторых, будет произведена сквозная регрессия, где в качестве зависимой переменной будет выступать средняя ожидаемая доходность компаний, а в качестве объясняющих переменных будут браться оценки бет модели, которые могут оказать влияние на величину затрат на капитал.

В первой главе моей работы будет произведен общий обзор наиболее интересных исследований по теме Межвременной модели ценообразования активов, а также продемонстрированы модели на различных рынках капитала, с использованием различных факторов.

Далее во второй главе я продемонстрирую краткий обзор практико-применимых эмпирических исследований, перейду к методологии межвременной модели ценообразования активов с тремя бетами, а также включу в модель необходимые модификации и факторы, влияющие на оценку затрат на капитал, и в завершении второй главы я построю 2 гипотезы.

В 3-ей главе, я построю алгоритм расчетов по модели, продемонстрирую основные переменные модели, проиллюстрирую их описательные статистики, опишу и проинтерпретирую наиболее важные результаты расчетов по модели, и в заключении произведу проверку 2-ух гипотез.

**Глава 1. Теоретические основы ценообразования активов**

* 1. **Развитие моделей ценообразования активов**

Fama и French (2003), среди многих других исследователей, показывают, что модель ценообразования активов (САРМ) - не объясняет доходность акций. Эти результаты не должны вызвать удивления, так как модель имеет несколько сильных предположений, и провал любого из них - может привести к краху модели. В частности, CAPM является статической моделью, в которой ожидаемая доходность акций считаются постоянной. Однако, если ожидаемая доходность является изменяющейся во времени, Мертон (Merthon, 1973) и Кэмпбелл (Campbel, 1993), в частности, показывают, что рентабельность активов определяется не только их ковариацией доходностей с фондовым рынком, как в САРМ, но и ковариацией переменных, которые прогнозируют доходность фондового рынка.

Сейчас я хотел бы рассказать, что же из себя представляет межвременная модель ценообразования активов (ICAPM).

* динамическая модель созданная Мертоном в 1973 году.
* Все нормы прибыли которые используются в этой модели являются непрерывными
* Распределение доходов – логнормальное
*  - обозначает ожидаемую доходность портфеля, который имеет абсолютную отрицательную корреляцию с безрисковым активом.
*  - ожидаемая доходность рыночного портфеля
*  - ожидаемая доходность актива

Модель выглядит следующим образом:

,

 и

 и

Далее будет представлена теоретическая основа группы моделей и синхронная система уравнений ценообразования активов, построенная с помощью стандартной структурной формулы за несколько периодов, представляющей динамические отношения между спросом и предложением на основной капитал для проведения теста на существования эффекта предложения.

Уравнение спроса для активов получено по стандартным предположениям CAPM. Цель инвестора состоит в максимизации его ожидаемой функции полезности, которая является отрицательной экспоненциальной функции от полезных богатств инвестора (Cheng-Few Lee, Chiung-Min Tsai, Alice C Lee, 1999):

 **(1)**

Где терминал благосостояния , является начальным благосостояния, и Rt является доходностью портфеля. Параметры a, b и h считаются постоянными.

Отдача от 1 доллара по N рыночным рискованным ценным бумагам может быть представлена:

, j= 1,…,N, **(2)**

Где Pj,t+1 – цена случайной ценной бумаги j в момент времени t, Pj,t - цена ценной бумаги j в момент времени t, Dj,t+1 – случайные величины дивидендов или купонов по ценным бумагам в момент времени t+1.

Эти три переменные совместно нормально распределены. После принятия уравнения (2) в момент времени t, ожидаемую доходность по каждой ценной бумаге, хj,t+1, можно переписать в виде:

 , j= 1,…, N, **(3)**

где Ωt является информацией, которая доступна в момент времени t.

Тогда ожидаемое значение благосостояния типичного инвестора в конце отчетного периода (Cheng-Few Lee, Chiung-Min Tsai, Alice C Lee, 1999).

, **(4)**

 , где qj,t+1 - число единиц ценных бумаг j, после изменений, по портфелю, r\* - без рисковая ставка.

Первое слагаемое в правой части уравнения (4) является начальным благосостоянием, второе слагаемое – доходность без рисковых инвестиций, а последний член уравнения является доходностью портфеля рискованных ценных бумаг (Cheng-Few Lee, Chiung-Min Tsai, Alice C Lee, 1999). Дисперсию Wt+1 можно записать в виде

, **(5)**

Где - ковариационная матрица от доходности рискованных ценных бумаг.

Максимизация ожидаемой полезности Wt+1:

, **(6)**

Подставляя уравнения (4) и (5) в уравнение (6) уравнение. Уравнение (6) можно переписать в виде (Cheng-Few Lee, Chiung-Min Tsai, Alice C Lee, 1999):

, **(7)**

Дифференцируя (7), можно решить оптимальность портфеля:

, **(8)**

Если предположить, что все инвесторы имеют одинаковые вероятности в силу будущей доходности, то совокупный спрос на рискованные ценные бумаги может быть обобщен как (Cheng-Few Lee, Chiung-Min Tsai, Alice C Lee, 1999):

, **(9)**

Где **,**

В стандартной САРМ, предложение ценных бумаг является фиксированным и обозначается как Q\*. Тогда как соотношение (9), может быть изменено, как , где  является рыночной ценой риска. В самом деле, это уравнение хорошее известно, как уравнение (Litner, 1965), в области ценообразования капитальных активов.

*Функция предложения ценных бумаг.*

Прямые и косвенные затраты банкротства являются существенными по модулю, так что стоимость фирмы будет сокращена, если фирма увеличивает долг. Другой вопрос несовершенства является запрет на короткие продажи некоторых бумаг. Издержки, обусловленные несовершенством рынка, уменьшают стоимость фирмы, и, таким образом, фирма имеет стимулы, чтобы минимизировать эти затраты (Cheng-Few Lee, Chiung-Min Tsai, Alice C Lee, 1999).

Вводятся ещё 3 предположения: 1-ое фирма не может выдать без рисковые ценные бумаги, 2-ое адаптационные издержки структуры капитала являются квадратичными и 3-е фирма не стремится привлечь новые фонды с рынка (Cheng-Few Lee, Chiung-Min Tsai, Alice C Lee, 1999).

Предполагается, что существует решение для оптимальной структуры капитала и что фирма должна определить оптимальный уровень дополнительных инвестиций. Однопериодной целью фирмы является достижение минимального вектора стоимости капитала с поправкой на расходы, связанные с изменением размерности вектора, Qi,t+1:

 **(10)**

где Ai – это ni x ni положительный определитель матрицы коэффициентов, предполагаемых квадратичных затрат корректировки. Если затраты достаточно высоки, фирмы, как правило, перестают искать мобилизации новых средств или изымать из обращения старые ценные бумаги.

Решение уравнения (10):

, **(11)**

Где λi – скалярный множитель Лагранжа

Агрегируя уравнение (11) по N фирмам, функция предложения принимает вид (Cheng-Few Lee, Chiung-Min Tsai, Alice C Lee, 1999):

, **(12)**

, где , , ,

Из уравнения (12) следует, что количество, указанных вновь, выпущенных ценных бумаг положительно связаны с ее собственной ценой и отрицательно влияют на ее требуемую доходность, и стоимость на другие ценные бумаги.

*Многопериодная модель равновесия.*

Совокупный спрос на рискованные ценные бумаги представлен формулой (12) и может рассматриваться как разностное уравнение.

Цены рискованных ценных бумаг определяются в рамках многопериодной модели. Ясно, также, что совокупный график предложения имеет аналогичную структуру. В результате, модель можно резюмировать следующими уравнениями для спроса и предложения, соответственно (Cheng-Few Lee, Chiung-Min Tsai, Alice C Lee, 1999):

, **(13)**

, **(14)**

Приравнивая разностное уравнение (12) за период t и t+1 с уравнением (13), получаем новое уравнение, связывающее спрос и предложение на ценные бумаги:

 **(15)**

Разностные уравнения. (12) за период t, где Vt включен для принятия во внимание все возможные несоответствия в системе. Здесь, Vt считается случайным возмущением с нулевым ожидаемым значением и не автокоррелирован.

Из следующих уравнений:Et-1 [EtPt +1] = Et-1 , Et-1E (Vt) = 0, следует:

 **()**

Вычитая уравнение (15) из (15’), получаем:

, **(16)**

Уравнение (15) показывает, что предсказания ошибки в ценах (с левой стороны) зависят от ожидания корректировки цен (первое слагаемое в правой стороне) и дивидендов (второе слагаемое в правой стороне). Это уравнение можно рассматривать как обобщенную модель определения стоимости финансовых активов (Cheng-Few Lee, Chiung-Min Tsai, Alice C Lee, 1999).

Важным следствием этой модели является то, что влияние со стороны предложения могут быть рассмотрены, если предположить, что издержки, которые достаточно велики, чтобы удержать фирмы, стремящихся привлечь новые фонды или устранить старые ценные бумаги. Другими словами, предположение о регулировки высоких затрат может вызвать обратную матрицу А в формуле (16) в нуль. Модель, таким образом, сводится к следующему эквивалентному отношению (Cheng-Few Lee, Chiung-Min Tsai, Alice C Lee, 1999):

, **(17)**

Где , Уравнение (17) предполагает, что текущая ошибка прогноза в цене определяется суммой значений математического ожидания от цен и дивидендов (с корректировкой в свой ​​следующий период), дисконтированных по ставке 1 + r \*.

*Вывод синхронной системы уравнений.*

Из уравнения (17), если из серии цен следует процесс случайного блуждания, то цена серии может быть представлена ​​как Pt = Pt-1 + at, где at белый шум. В результате уравнение (16) выглядит таким образом:

 **(18)**

Уравнение 18 можно переписать виде:

 **(19)**

где

Тогда можно записать в следующей форме:

, **(20)**

Где *П* является n на n матрицей приведенных коэффициентов.

, и , **(21)**

Уравнения (20) и (21) используются для проверки существования эффекта предложения в следующем подразделе.

Уравнения (20) можно использовать для проведения теста на существование эффекта предложения.

,

, **(22)**

Из уравнения (21) мы получаем уравнение (23):

 **(23)**

Финансовое пояснение уравнение 23: если есть достаточно высокая стоимость корректировок, то фирма обычно прекращают свою деятельность в данном направлении, стремясь привлечь новые фонды, или изымают из обращения старые ценные бумаги. Математически это будет представлено таким образом, что все недиагональные элементы равны нулю и все диагональные элементы равны друг другу в матрице. В общем, это может быть проделано в случае с n портфелями. Вот так выглядит уравнение (20) в случаи с n портфелями (Cheng-Few Lee, Chiung-Min Tsai, Alice C Lee, 1999):

 **(24)**

Уравнение (24) показывает, что если инвестор ожидает, что изменение в предсказании следующего дивиденда, за счет дополнительной информации (например, изменение выручки), в течение текущего периода, то стоимость ценной бумаги подвергнется изменениям. Что касается рынка акций США, если верить, что вероятность ошибки в дивидендах встроены в текущую цену, так же по всем ценным бумагам, то изменение цен будет находиться только под влиянием своей собственной вероятности ошибок в дивидендах. В противном случае, скажем, если предложение ценных бумаг является гибким, то изменение цен будет находиться под воздействием вероятности корректировки дивидендов.

* 1. **Межвременные модели ценообразования активов.**

В последние два десятилетия, финансовые экономисты зафиксировали много аномалий на финансовых рынках. Например, в отличие от гипотезы эффективности рынка по Fama, исследованной им в 1970 году (Fama, 1970). Fama и French в 1989 году утверждают, что доходность акций предсказуема (Fama, French, 1989). Fama и French в 1992 и в 1993 гг. сообщают, что стоимость акций имеет гораздо более высокий риск, чем рост акций (Fama, French, 1992, 1993)

Bossaerts и Hillion в 1999 обнаружили, что предсказательная сила переменного прогноза доходности акций незначительна (Bossaerts, Hillion, 1999). Аналогично, Schwert в 2002 году, считал, что многие торговые стратегии, которые были найдены для создания сверхдоходности, были убыточны в прошлом десятилетии (Shchwert, 2002). В целом, Malkiel в 2003 утверждал, что нет никаких достоверных свидетельств стойкой прогнозируемости доходности акций, и что американский фондовый рынок весьма эффективен в том смысле, что сверхдоходности быстро исчезают после их обнаружения (Malkiel, 2003).

Jegadeesh и Titman (2001) и Schwert (2002) считают, что импульс стратегии остается крайне прибыльным в 1990-х годов, через десять лет после ее публикации в научных журналах (Jegadeesh, Titman, 2001) (Schwert, 2002).

Кроме того, современные авторы, например, Lettau и Ludvigson в 2001, показывают, что отношение потребления к благосостоянию, особенно в сочетании с волатильностью фондового рынка, имеет статистически и экономически значимые прогностические силы для доходности фондового рынка. Резонно полагать, как утверждает Кэмпбелл (2000), что доходность акций есть прогнозируемые колебания (Lettau, Ludvigson, 2001) (Campbell, 2000).

Провал теории рационального ожидания приводит некоторых исследователей скептически относиться к предположению, что индивидуальные инвесторы вполне рациональны. Они включают когнитивные предубеждения в модель ценообразования активов и обнаруживают, что такие комбинации имеют определенный успех в объяснении аномалий, упомянутых выше. Поведенческие финансы быстро развивается с 1990 года, и Шиллер в 2003 году, в частности, подчеркнул их важную роль в восстановлении современных финансов. Тем не менее, на мой взгляд, мы должны осторожнее относиться к таким нововведениям. Основная критика в том, что длинный список когнитивных искажений дает исследователям так много степеней свободы, что все можно объяснить. Но финансовые экономисты больше интересуются прогнозом лежащим вне образца, а именно: «как объяснить, что произошло?». Кроме того, это трудно поверить, что инвесторы могут выжить в арбитраже, управляемым финансовым рынком. Barberis и Thaler в 2003 году обеспечивают комплексное обследование поведенческих финансов и приходят к такому выводу: "Во-первых, мы найдем, какое количество наших современных теорий, как рациональные, так и поведенческие, ошибаются. Во-вторых, которая из них является наилучшей теорией» [15, c. 1109-1113].

Далее будет продемонстрирована другая альтернативная гипотеза прогнозируемости доходности акций, которая не обязательно противоречит рациональности ожиданий.

Как уже упоминалось, прогнозируемость доходности акций имеет важное значение для ценообразования активов. Fama в 1991 году также предполагал, что мы должны относиться к свойствам поперечного сечения ожидаемой доходности с изменением ожидаемых доходов во времени (Fama, 1991). В соответствии с этой теорией, некоторые современные авторы (такие как Brennan, Wang и Xia, и Campbell, Vuolteenaho в 2002 году) считают, что предсказуемость фондового рынка и его волатильность, действительно, помогает объяснить поперечное сечение доходности акций (Campbell, Vuolteenaho, 2002).

Кэмпбелл в 1987 и Fama и French в 1989, считали, что краткосрочные процентные ставки, дивидендная доходность, недостаток премии и период премии прогнозируют доходность фондового рынка (Campbell, 1987) (Fama, French, 1989).Интересно, что Guo в 2003 году обнаружил, что предсказательная сила *сay* ( это статочный член от коинтеграции отношений между потреблением, чистой стоимостью и трудовой прибылью) существенно улучшается, если прошлые дисперсии фондового рынка, также были включены в уравнение прогнозирования и стохастически безтрендовая безрисковая ставка, предоставляет дополнительную информацию о будущей прибыли (Guo, 2003).

Проведенные исследование White в 1980 году, представленной на графике1 в приложении к работе, что все три переменные являются статистически значимы при прогнозировании уравнения реальной доходности фондового рынка и скорректированный R2 составляет около 20 процентов. Более того, эти переменные вытесняют другие часто используемые переменные прогнозирования, в том числе дивидендную доходность, прекращение премиальных платежей и периода премий (White, 1980).

Schwert в 1989 году, среди многих других, также находит кластеризацию волатильности на фондовом рынке: когда волатильность увеличивается, кластеризация остается на своем высоком уровне в течение длительного времени, прежде чем она вернется к своему среднему уровню. График 2 показывает установленные значения из прогнозирования регрессии на волатильность фондового рынка, которые также имеют тенденцию к увеличению в период рецессии. Суть этих эмпирических исследований состоит в том, что в дополнение к премии за рыночный риск, инвесторы также требуют премию за ликвидность на акции, потому что инвесторы не могут использовать акции для хеджирования рисков по доходам в связи с ограниченным количеством участников фондового рынка. Таким образом, волатильность акций и отношение потребления к благосостоянию прогнозируют доходность фондового рынка (Schwert, 1989).

## *Межвременная модель Capital Assets Pricing Model (ICAPM) Кэмпбелла.*

Далее будет проиллюстрировано, как доходности фондового рынка определяются в модели рационального ожидания (т.е. в модели ICAPM Кэмпбелла разработанной в 1993 году), когда доходность фондового рынка и волатильность предсказуемы. В частности, Кэмпбелл утверждает, что ожидаемая доходность любых активов определяется ковариацией между доходностью фондового рынка и переменных, прогнозирующие доходность фондового рынка (Campbell, 1993). Это простое утверждение помогает проиллюстрировать, почему САРМ не в состоянии объяснить сечение доходности акций, как уже упоминалось раннее.

Отношение потребления к благосостоянию положительно связано с будущей доходностью фондового рынка и служит отрицательной инновацией, указывая на низкую ожидаемую будущую доходность. В результате, в дополнение к компенсации за рыночный риск, инвесторы требуют дополнительной компенсации по этой акции, потому что она обеспечивает плохой хедж для изменения инвестиционных возможностей.

ICAPM Кэмпбелла является моделью бесконечного горизонта экономики, в котором репрезентативный агент максимизирует целевую функцию (продолжение исследования проделанного Эпштейном и Зином в 1989 году) (Epstein, Zin, 1989).

,

при условии межвременного бюджетного ограничения

,

Сt – потребление, Wt – совокупного благосостояние, Rm,t+1 – рентабельность совокупного благосостояния, β – временной дисконтированный фактор, γ – сравнительным коэффициентом бегства от риска, σ – эластичность межвременного замещения, θ = (1 – γ) / (1 – (1/σ))

 - задержка будущей доходности фондового рынка, rm,t+1– волатильность, хt+1 и rm,t+1 – являются векторами первого порядка авторегрессии:

, **(25)**

- вектор ошибок

Кэмпбелл в 1993 показал, что если доходность фондового рынка и волатильность предсказуемы, как показано в уравнении (25), то ожидаемая доходность любого актива, определяется его ковариацией с доходностью фондового рынка и переменными прогноз развития доходности фондового рынка.

,

Где rj,t+1 –безрисковая ставка, V – условная дисперсия или ковариация, Ψ – коэффициент, связывающий доходность фондового рынка и волатильность, λhk – функция от А.

В частности, избыточная доходность фондового рынка определяется:

, **(26)**

Уравнения (25) и (26) ICAPM модели Кэмпбелла могут быть оценены с использованием обобщенного метода моментов (ОММ) исследованным Хансеном в 1982 году (Hansen, 1982).

Ферсон и Ферстер в 1994 году использовании итеративную GMM для проведения тестов. Они использовали ежеквартальные данные охватывающие период с 1952 до 2000 гг. , в общей сложности 193 наблюдений. Они предполагали, что ошибки в терминах уравнений (25) и (26) ортогональны и переменные задержки и имеют нулевые средние значения (Ferson, Ferster, 1994).

J-тест (его автором является Hansen) может быть использован для проверки нулевой гипотезы, что цены ошибки уравнения (26), , um,t+1 является
ортогональной переменной задержки и имеет нулевое среднее значение. Мы можем также отменить и цену риска для каждого фактора по формуле:

,

, *i =2,…,K,*

Я хотел бы подчеркнуть, что ICAPM Кэмпбелла не является моделью общего равновесия, потому что он принимает предсказуемость доходности акций как данность. Таким образом, тестирование модели ICAPM Кэмпбелла является совместным тестированием модели равновесия, которая объясняет выбор прогнозирования переменных.

В первой главе я пытался отразить наиболее интересные и важные исследования в области практико – применимости межвременной модели САРМ. Основополагающим результатом этих статей служит то, что в основном данная модель применяется на развивающихся рынках, но, как мы могли видеть в первой главе, она также применима и на развитых рынках. Следовательно, данную модель можно и даже нужно использовать на Российском рынке и странах БРИКС. В основном, так как модель состоит из сложной структуры, в решениях конкретных проблем исследователи строили простые регрессии, но также встречались и более сложные, поэтому учёные использовали Обобщённые Метод Моментов (ОММ), но как мы видим, не все исследователи приходили к использованию данного метода.

На основании ICAPM Кэмпбелла, Guo и Savickas в 2003 году обеспечивают некоторое новое понимание по вопросу формирования портфелей в условно ожидаемой доходности. Они показывают, что децили портфелей, которые мотивированы, непосредственно, на ICAPM, не уязвимы к критике ценообразования интеллектуального анализа данных или к иррациональным ценам, которые делают серьезный вызов САРМ. Их результаты дают прямую поддержку ICAPM.

**Глава 2. Разработка межвременной модели ценообразования активов для Российского рынка.**

**2.1 Модификация межвременной модели ценообразования активов с 3 бетами.**

В оригинальной работе Мертона (1973, ICAPM), исследуется уместность межвременных соображений для ценообразования финансовых активов в целом, и цен на акции в частности. Теоретическая основа в моем исследовании является дополнением к недавним исследованиям в области модели долгосрочного риска цен на активы (Bansal, Yaron, 2004), которые могут быть прослежены в работе Кандель и Стамбо (Kandel, Stambaugh 1991), и модель долгосрочных рисков исходит из условий первого порядка на бессмертного репрезентативного инвестора Эйпштейна и Зина (Epstein, Zin,1989). Как первоначально заявили Эпштейн и Зин в 1989 году, что условия первого порядка включают в себя как совокупный рост потребления, так и рентабельность рыночного портфеля совокупного богатства. Кэмпбелл (1993) отметил, что межвременное бюджетное ограничение может быть использовано для замены роста потребления, приводя модель к модели ICAPM Мертона. Restoy и Вейль (Restoy and Weil, 1998, 2011) используют ту же логику для замены доходности рыночного портфеля, к CAPM с обобщенным потреблением.

Кандель и Stambaugh (Kandel, Stambaugh,1991) были первыми исследователями в изучении последствий для доходности активов в модели с репрезентативным инвестором Эпштейна-Зина. Кандель и Stambaugh (Kandel, Stambaugh, 1991), предположили 4 состояния цепи Маркова для ожидаемого темпа роста и условной волатильности потребления, при условии, что решение будет в замкнутой форме.

Можно задаться вопросом, есть ли причина работать с ICAPM, а не с моделью ориентированной на потребление, учитывая, что эти модели происходит от того же набора допущений. ICAPM в данном исследовании имеет несколько преимуществ. Во-первых, она описывает риски, как только они появляются, чтобы инвестор, который берет цены на активы, как данность и выбирает потребление, чтобы удовлетворить свое бюджетное ограничение. Именно так риски представляют отдельных агентов в экономики и важно понять, что делают участники рынка, а не полагаться исключительно на макроэкономическую точку зрения. Во-вторых, ICAPM генерирует эмпирические предсказания, которые зависят от коэффициентов относительного неприятия риска.

В-третьих, ICAPM обеспечивает эмпирический анализ, основанный на прокси переменных от совокупного рыночного портфеля, а не на точном измерении совокупного потребления. Хотя есть, конечно же, проблемы для точного измерения финансового благосостояния, финансовых временных рядов. В-четвертых, ICAPM в данной работе является достаточно гибкой, чтобы позволить множеству стационарных переменных быть представленными в системе VAR.

*Предпочтения выдвинутые Эпштейном и Зином.*

Предположим сначала, что наш репрезентативный агент будет с предпочтениями Эпштейна-Зина. Запишем значения функции как (Epstein, Zin, 1991):

 **(1)**

где Ct- потребление и параметрами предпочтений являются коэффициент дисконтирования - δ, коэффициент неприятия риска - γ и коэффициент эластичности временных замещений – ψ. Для удобства, мы определяем:

Соответствующий стохастический коэффициент дисконтирования (SDF) можно записать в виде:

 **(2)**

где Wt- рыночная стоимость потока потребления, принадлежащего агенту, в том числе и текущее потребление Ct. Логарифм доходности от богатства:

Поэтому логарифм от SDF:

 **(3)**

Далее выведим удобное тождество:

Валовую прибыль от богатства можно записать:

 **(4)**

Выражая ее как произведение выплаты текущего потребления, роста потребления и будущей цены на единицу потребления.

Нам будет удобно работать в логарифмах. Определим значение логарифма от реинвестированного богатства на единицу потребления:

И требуемой будущей стоимости потребления:

 **(5)**

Тогда логарифм доходности будет такой:

 **(6)**

Отдача от богатства отрицательно связана с текущим значением реинвестированного богатства и положительно связана с ростом потребления и будущей стоимости богатства. Последний член в уравнении (6) будет фиксировать последствия межвременного хеджирования цены активов.

*Межвременная модель ценообразования активов (ICAPM):*

Джон Кэмпбелл, Кристофер Полк и Роберт Турлей предполагают, что доходности активов являются условно логнормальными, и позволяют изменять условную волатильность для написания вторых моментов с индексами времени, чтобы показать, что они могут меняться с течением времени. Согласно этому стандартному предположению, ожидаемая доходность любого актива должна удовлетворять:

 **(7)**

И премия за риск любого актива определяется:

 **(8)**

Тождество (6) может быть использовано для записи логарифма SDF (3) без ссылки на рост потребления:

 **(9)**

Получим уравнение ценообразования ICAPM, которое связывает премию за риск любого актива с ковариациией актива, с доходностью богатства и шоков требуемого будущего потребления.

 **(10)**

*Доходность и риск шока в ICAPM.*

Чтобы лучше понять межвременное хеджирование компоненты ht+1 и zt+1, будем идти в 2 этапа. Во-первых будем приближать хеджирование компоненты ht+1 и zt+1, принимая приближенное логнормальное значение ͞z:

Где логлинеаризационный параметр:

Во-вторых, мы применяем общее уравнение ценообразования (7) к богатству портфеля (установив, что ri,t+1 = rt+1), и используем удобное тождество (10) для замены роста потребления из этого выражения. Преобразуя, можем написать переменную zt как

 **(11)**

В-третьих, мы объединяем эти выражения для получения инновационной деятельности в ht+1

 **(12)**

Продолжим до бесконечного горизонта времени:

 **(13)**

Второе равенство следует из статьи Кэмпбелл и Vuolteenaho (2004) и используется обозначение *NDR* (Новости о ставках дисконтирования) для относительного пересмотра ожидаемых будущих доходов. В том же духе запишем изменения в ожиданиях будущих рисков (дисперсия от логарифма будущей доходности плюс логарифм стохастического коэффициента дисконтирования) в качестве *NRISK*.

Наконец, подставим обратно в межвременную модель (10):

 **(14)**

Первое равенство выражает премию за риск, как γ (коэффициент неприятия риска) умноженную на ковариацию с текущей рыночной доходностью, а также (γ - 1) повторение ковариации новостей о будущей рыночной доходности, минус одна вторая ковариация с риском.

Второе равенство переписывает модель, Кэмпбелла и Vuolteenaho (2004), разбив доходность рынка на новости о движении денежных средств и на новости о коэффициенте дисконтирования. Новости о движении денежных средств определяются, как *NCF* = rt+1 - Et rt+1 + *NDR*

Цена риска от информации о движении денежных средств больше, чем цена риска для информации о коэффициенте дисконтирования, поэтому Кэмпбелл и Vuolteenaho назвали бета с информацией о движении денежных средств - "Плохие бета", а информации о коэффициенте дисконтирования - "хорошие бета ", так как они имеют более низкие цены риска в равновесии.

При проведении тестов для оценки затрат на капитал, необходимо вывести следующие 2 гипотезы, которые, соответственно, будут оценены при помощи двух регрессионных моделей, а именно: модели Векторной авторегрессии и сквозной регрессией (cross-sectional regression).

Во 2-ой главе я продемонстрировал основные наиболее интересные исследования в тематике межвременной модели ценообразования активов, далее пояснил целесообразность выбора именно ICAPM Кэмпбелла, ввел теоретическое описании целевой модели исследования, сформулировал гипотезы. Далее я хотел бы перейти к описанию переменных, построению алгоритма расчетов по модели и непосредственно к основным результатам проведения тестов.

**2.2 Методология эмпирического тестирования Межвременной модели ценообразования активов.**

Далее будет приводится обзор практико-применимых следующих статей, который отбирались на основе следующих факторов: это рынок, на котором было осуществлено исследование, год исследования, целесообразность данной статьи и значимость результата.

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Название статьи | Авторы исследования | Год | Краткое описание |
| Intertemporal relation between the expected return and risk: an evaluation of emerging market | Zhongyi Xiao, Peng Zhao | 2013 | На основе использования условной САРМ и ICAPM модели, исследовать динамические отношения между ожидаемой доходностью и рисками, и хеджирования спроса на развивающимся китайском валютном рынке. |
| A Coincident Financial Indicator for the Australian Stock Market | Ramaprasad Bhar, Shigeyuki Hamori | 2005 | Авторы статьи сосредоточены на разработке финансовых совпадающих индикаторов для фондового рынка. |
| Cost of equity in emerging markets | Javier Estrada | 2000 | В статье утверждается, что общий риск, своеобразный риск, и некоторые меры падения риска связаны с формирующейся рыночной доходностью акций. |
| Substitution, risk aversion, and tempolar behavior of consumption and assets returns: an empirical analysis.  | L.G. Epstein, S.E. Zin | 1991 | В данной работе проводится проверка ограничений на поведение потребления и доходности активов |

## *Межвременное соотношение между ожидаемой доходностью и риском на примере страны с формирующимся рынком.*

После экономической реформы биржевой рынок в Китае стал быстро развиваться. Фондовый рынок Китая в 2011 стал второй по величине в Азии, уступая лишь Японии (Zhongyi Xiao, Peng Zhao, 2013).

Пока портфель акций является одним из основных транспортных средств инвестиции в Китай, а также других стран по всему миру, оценка эффективности портфеля акций привлекла огромное внимание. Тем не менее, борьба с эмпирическими исследованиями в доходности акций в Китае остается проблемой. Один из аргументов, на китайских развивающихся рынках капитала, является ограниченный набор инвестиционных возможностей. Вполне возможно, что ограниченные инвестиционные альтернативы, могут разогреть спекулятивный настрой внутренних инвесторов на фондовом рынке. Данная работа предлагает внести свой вклад в эту отрасль, на основе использования условной САРМ и ICAPM модели, исследовать динамические отношения между ожидаемой доходностью и рисками, и хеджирования спроса на развивающимся китайском валютном рынке, соединяясь с динамической оценкой условной ковариации (Zhongyi Xiao, Peng Zhao, 2013).

Рассмотри модель используемую следующими китайскими учеными в 2013 году - Zhongyi Xiao, Peng Zhao. Корреляции являются критическим анализом многих общих задач финансового управления (Энгл, 2002). Если корреляции и волатильности меняются, то распределения рискованных активов должны быть немедленно изменены с учетом новой информации о рынке. Подход к условной корреляции, основанный на информации, известной из предыдущего периода, позволяет корреляционной матрице изменяться во времени.

Динамическая условная оценка корреляции (DCC):

Ht= Dt Rt Dt

Ht – kxk условная ковариационная матрица, Rt – условная корреляционная матрица, Dt - диагональная матрица стандартных отклонений остаточной прибыли, изменяющихся во времени.

Естественная альтернативная оценка динамической условной ковариации млжет быть представлена в GARCH модели (Zhongyi Xiao, Peng Zhao, 2013):

*Межвременное хеджирование спроса.*

Динамическая модель ценообразования, начиная с ICAPM Мертона (1973) дает теоретическую основу, которая дает положительное отношение равновесия между условным первым и вторым моментами избыточной доходности рынка совокупного портфеля. Состояние равновесия отношения между ожидаемой доходностью и риском для любых рискованных активов может быть представлено как уравнение (Merton, 1973):

Переменная X прокси переменной состояния, которое представляет хеджирования спроса

Знак λ отражает спрос инвестора на распределение рискованного актива для хеджирования от неблагоприятного изменения в наборе инвестиционных возможностей.

Данные используемые в исследовании.
Авторы статьи (Zhongyi Xiao, Peng Zhao, 2013) используют ежемесячные данные акций фирм на китайском рынке из базы данных CSMAR, а затем образуют три категории значений взвешенных портфелей акций, таких как размер портфелей, импульс портфелей и book-to-market портфелей за период с января 1992 года по декабрь 2011 года. Десять портфелей размера построены по принципу рыночной стоимости капитала. Одна десятая доля акции с наименьшим рыночной стоимостью назначается в небольшой портфель и одна десятая доля 10 акций с крупнейшей рыночной стоимостью назначаются большим портфелем.
*Результат исследования.*

Результаты исследования авторов статьи дают доказательства, подтверждающие обоснованность и достаточность условной САРМ с общим коэффициентом наклона и указывают, что условные меры рыночного риска показывают для временных рядов ожидаемую доходность портфеля акций (Zhongyi Xiao, Peng Zhao, 2013). Дальнейшие исследования межвременного хеджирования спроса предполагают, что SMB фактор играет значительную роль в качестве альтернативы инвестициям. Дальнейший анализ должен получить хеджирования инвестиций для защиты от риска на развивающихся рынках.

# *Финансовые совпадающие индикаторы для австралийского фондового рынка.*

Инвестиций фондового рынка требует признания финансового риска (Ramaprasad Bhar, Shigeyuki Hamori, 2005). В данном контексте используются различные экономические показатели. В этой статье авторы (Ramaprasad Bhar, Shigeyuki Hamori, 2005) сосредоточены на разработке финансовых совпадающих индикаторов для фондового рынка, которые могут суммировать оценки участников рынка из состояния экономики. Этот показатель имеет все желательные характеристики и подходит для инвестиционных решений. Методология иллюстрируется на австралийском фондовом рынке в качестве примера.

Фондовый рынок уже давно рассматривается как показатель экономической активности. Некоторые исследователи (Ramaprasad Bhar, Shigeyuki Hamori, 2005) полагают, что большие изменения цен акций являются сигналами последующего экономического дизбаланса. Это служит ответом на вопрос, как фондовый рынок может предвидеть экономическую активность, которая включает в себя основной принцип оценки цен акций. Это говорит о том, что цена акций отражает ожидания будущего экономики. Тем не менее, есть некоторые исследователи, которые не придерживаются этого понятия. Они указывают на высокие темпы экономического роста после 1987, в котором был обвал фондового рынка.

Несмотря на эти разногласия, важно понять природу взаимодействия фондового рынка и экономического цикла. С точки зрения инвесторов с фондового рынка оценка риска очень важна и этот риск является изменением экономического цикла, который проходит через различные фазы. Краеугольным камнем инвестиционного процесса является разработка инвестиционной стратегии, которую можно будет использовать в своих интересах для изменения риска на финансовом рынке. Понимание основных тенденций играет решающую роль в инвестиционной стратегии.

В связи с этим инвесторы полагаются на экономические показатели. Показатели определены как ведущие, совпадающие и запаздывающие индикаторы бизнес-цикла. Целью данной статьи (Ramaprasad Bhar, Shigeyuki Hamori, 2005) является разработка совпадающих индикаторов финансовых рынка, который может инкапсулировать состояние экономики в единый динамический фактор. Представленная динамическая модель (Ramaprasad Bhar, Shigeyuki Hamori, 2005) поможет расширить рамки для создания на один шаг вперед прогноза состояния экономики. Авторы статьи демонстрируем статистические свойства таких совпадающих индикаторов, применяя их на австралийском рынке акций.

*Модель, используемая в исследовании.*

Одним из ключевых решений, которые мы должны убедиться в области моделирования временных рядов это соответствующие спецификации процесса дисперсии. ARCH и GARCH или некоторые вариации этих моделей были использованы для этой цели. Альтернативные спецификации изменяющейся во времени дисперсии требуют ненаблюдаемые цепи Маркова, во главе всего этого, и они могут принимать одно из нескольких возможных значений в зависимости от состояния, которое может возникнуть. Эта спецификация также объясняет гетероскедастичность, но вот изменение безусловной дисперсии не в состоянии.

В этой статье, однако, авторы (Ramaprasad Bhar, Shigeyuki Hamori, 2005) сосредоточились на статистических свойствах совпадающих индикаторов.

Исходя из соответствующей литературы авторы опираются на четыре финансовые переменные рынка. Далее находят их: дополнительный доход рынка ценных бумаг, прокси для волатильности рынка, краткосрочные процентные ставки, ставку цен к доходам, которые являются нестационарными, и используют различие этих переменных в модели.

Предварительный анализ основных компонентов этих четырех переменных указывают на один доминирующий фактор, поэтому авторы создали модель учета предоставления этого фактора с заданной динамической характеристикой. Модель основана на ненаблюдаемом динамическом факторе со следующей структурой:

,

Модель авторов (Ramaprasad Bhar, Shigeyuki Hamori, 2005) предполагает, что наблюдения из четырех финансовых переменных рынка связаны с этим динамическим коэффициентом, а также учитывает свои особые инноваций. В соответствии с этим предложением, процесс будет выглядеть следующим образом,

,

*Выбор данных для построения регрессии.*

Основные источники данных приведены на рисунке 1 приложения к работе (Ramaprasad Bhar, Shigeyuki Hamori, 2005). Данные охватывают период с января 1980 по сентябрь 2004 года.

*Эмпирические результаты.*

Для того, чтобы понять, как эти совпадающие индикаторы могут помочь в управлении инвестициями, мы должны посмотреть на выражение, из которого этот участок совпадающих индикаторов был построен. Приведённая выше модель показывает каким образом участок совпадающих индикаторов был вычислен рекурсивно. Таким образом, индикаторы могут быть полезны при разработке стратегии восстановления равновесия портфеля, чтобы получить дополнительный доход от фондового рынка. В этой статье авторы не преследовали этот аспект исследования. Однако эта статья может быть принята, как анализ и методологический вклад в разработке стратегии восстановления портфеля, и расширена в этом отношении.

##  *Стоимость собственного капитала на развивающихся рынках.*

Каждая компания, оценивая инвестиционной проект, в странах с формирующимся рынком, должна не только оценить будущие денежные потоки, но и соответствующие ставки дисконтирования. Хотя эти не свободна от противоречий, стоимость собственного капитала на развитых рынках, как правило, оценивается с САРМ. На развивающихся рынках, однако, бета и доходности акций не связаны. В этой статье утверждается, что общий риск, своеобразный риск, и некоторые меры падения риска связаны с формирующейся рыночной доходностью акций, а также предлагается оценить затраты на капитал на основе «полу-отклонения» по отношению к среднему значению, известной мерой риска снижения.

Далее я продемонстрирую модель, которую использовали ученые (Ramaprasad Bhar, Shigeyuki Hamori, 2005) для проведения эмпирических тестов на австралийском рынке. Концепция, предложенная в этой статье (Ramaprasad Bhar, Shigeyuki Hamori, 2005) очень проста и компании могут применять её так же легко, как и САРМ. Кроме того, она основывается на современной теории портфеля, и также может быть применима как на уровне рынка, так и на уровне компании. Она не основана на субъективных показателей риска, может быть доработана в любую базовую доходность, и захватывает недостаток риска, связанного с уходом инвестора с рынка (Ramaprasad Bhar, Shigeyuki Hamori, 2005).

Авторы (Javier Estrada, 2000) в следующем исследовании предлагают считать требуемую доходность на развивающихся рынках на основе риска экономического спада

, соответственно требуемая доходность, премия за риск мирового рынка, мера риска.

Т.е. оценить отношение полу-стандартного отклонения доходности к среднему на рынке к полу-стандартному отклонению к среднему на мировом рынке

*,*

Далее на рис.2 проводился регрессионный анализ для 9-ти переменных риска (Javier Estrada, 2000). В качестве объясняемой выступала средняя доходность.



Рис.2. Результат анализа простой регрессии методом cross-section (Источник: Javier Estrada, 2000).

Проблемы, связанные с оценкой стоимости капитала на развитых рынках и развивающиеся рынки существенно различаются. На развитых рынках, практики широко используют САРМ на основе требуемой доходности на собственный капитал. Более тридцати лет научных дебатов не урегулирован вопрос о том, является ли бета наиболее приемлемым показателем риска. Другими словами, на развитых рынках, дискуссия сводится к тому, что определяет дополнительные переменные (если таковые имеются) и как они влияют на доходность акций.

Данные, используемые в этой статье состоят из всей базы Morgan Stanley Capital Index (MSCI) развивающихся рынков, которая охватывает 28 стран в течение различных периодов времени. Сводные статистические данные на этих рынках, а также для развивающихся рынков Free (ЭМП) , взвешенны по капитализации. Доходность используемая в статье – месячная доходность, измеренная в долларах, учитывающая как прирост капитала, так и дивиденды.

Первые три столбца таблицы показывают оценки бетт, стандартного отклонения дохоности, и semideviation доходности по отношению к средней для каждого рынка, и в ближайшие три колонки, меры риска на основе этих переменных риска. Как видно, на всех рынках, меры риска с учетом совокупного риска и риска падения значительно больше, чем те, основанные на систематическом риске.

Поиск подходящей меры риска на развивающихся рынках только начинает исследоваться. Практики, в конечном счете приняли простую модель, которая станет стандартным методом оценки стоимости собственного капитала на развивающихся рынках.

## *Эмпирический анализ временного поведения потребления и доходности активов.*

В работе (Epstein, Zin, 1991) изучается проверка ограничений на поведение потребления и доходности активов, подразумеваемыми в модели репрезентативного агента, в которой межвременные предпочтения представлены функциями полезности, которые обобщают обычные, временные добавкой, ожидаемой полезностью. Модель, основанная на этих предпочтениях, обеспечивает более четкое разделение наблюдаемого поведения, связаного с неприятием риска и межвременного замещения.

Ортогональные ограничения вытекают из уравнений Эйлера. Оптимизационная задачи агента используются (Hansen, Singleton, 1982) для выявления и оценки параметров функции полезности на основе обобщенного метода моментов (GMM). Эта процедура также позволяет тестировать гипотезы ожидаемой полезности, степень соответствия общей модели, а также стабильность в подвыборках.

Модель, используемая в статье, выглядит следующим образом:

, где звездочки обозначают логарифмы, условная дисперсия от

Предсказание статической САРМ (Epstein, Zin, 1991), относительно соответствующих мер риска, получают при = 0, т.е. логарифмический риск предпочтений. Предсказание межвременной CAPM относительно надлежащей меры риска прибыли в рамках ожидаемой ограничений полезности, при =1.

 Для проверки модели, авторы (Epstein, Zin, 1991) используют четыре различные меры потребления на душу населения: затраты на товары краткосрочного использования, затраты на товары краткосрочного использования (за исключением одежды и обуви), расходы на товары краткосрочного пользования и услуг. Четвертой мерой являются затраты на товары краткосрочного использования и услуг, исключая одежду, обувь и медицинские расходы.

В результате авторы (Epstein, Zin, 1991) считают, что эластичность межвременного замещения меньше, чем неприятия риска, и в итоге потребители предпочитают устранение неопределенности.

*Описание переменных модели и методов тестирования моей диссертационной работы*

Риски потрясений (risk shocks), определенные в предыдущем параграфе, являются шоками от условной волатильности доходности плюс стохастический дискаунт фактор, и, следовательно, не поддаются прямой оценке. Сделаем дополнительные предположения о генерации данных в процесс, которые позволят нам оценить термин «Новости».

Из этого предположения следует, что условная волатильность
доходности плюс стохастический коэффициент дисконтирования пропорциональна условной волатильности самой доходности.

Предположим, что экономика описывается Векторной Авторегрессией первого порядка (VAR):

**(15)**

Где – nx1 вектор от основных переменных, где первый элемент данного вектора, и – постоянный вектор nx1 и матрица от постоянных параметров размерности nxn, соответственно.

Для

*,* где омегабудет постоянной и не зависит от стационарных переменных. Не зная параметры функции полезности, мы можем записать данное тождество, как **,** так что новость о риске, *NRISK*, пропорциональна новости об изменении доходности рынка.

Учитывая эту структуру, новости о ставках дисконтирования можно записать в виде:

Подставляя (21) в (18), получим эмпирически проверяемую межвременную САРМ

 **(16)**

Где параметр – это нелинейная функция относительно коэффициента неприятия риска , кроме того параметры VAR модели и логлинеаризационный параметр не зависят от межвременной эластичности подстановки ψ за исключением косвенного влияния ψ на .

Далее запишем и через параметры VAR модели:

Рассмотрим теперь справедливость безусловной версии модели векторной авторегрессии первого порядка в уравнении (15) и модифицируем уравнение (15) в трех направлениях:

Во-первых, будем использовать простую ожидаемую доходность с левой стороны, чтобы результат было легче сравнивать с предыдущими эмпирическими исследованиями. Во-вторых, мы опустим вниз уравнение (15), чтобы избежать необходимости оценивать все необходимые условные моменты. И наконец, умножим и разделим все три ковариации по выборочной дисперсии от логарифма неожидаемой реальной доходности на рыночный портфель.

Поступая, таким образом, мы можем выразить наше уравнение ценообразования с точки зрения бета, облегчая сравнения с предыдущими исследованиями. Эти изменения приводят к следующему уравнению ценообразования:

 , где

Теперь мы переходим к ценообразованию методом «cross section» 3-ех бет. Межвременная модель ценообразования активов с 3-мя бетами Кэмпбелла, Гиглио, Полка и Турлея (Campbell, Giglio, Polk, Turley, 2013) – ограничивает цену риска коэффициента дисконтирования, равную дисперсии доходности рынка и сдерживает риски на цены движения денежных средств и риск вариации, которые связаны, как было показано ранее, с *ρ* равным 0,95.

Эти параметры оцениваются «cross section» регресией:

, где черта означает среднее временных рядов и – обозначает среднюю выборочную по избыточной доходности по каждому активу i.

*Алгоритм проведения расчетов по модели (по теоретической части определенной ранее)*:

1. Следуя статье (Campbell, 1993а) вычислим VAR-модель первого порядка в уравнении (19), где – 7x1 вектор от основных переменных в следующем порядке:
2. После проведения векторной авторегрессии первого порядка мы получаем коэффициенты данной модели, а именно константу *a* и матрицу постоянных коэффициентов Г.
3. Далее, я нахожу термины новости о движении денежных средств, ставках дисконтирования и вариаций:*, ,*
4. В качестве следующего шага, считаем беты о движении денежных средств, ставках дисконтирования и вариаций по каждой i-ой компании: , ,
5. Далее мы строим простую WLS регрессию для каждого портфеля по следующей формуле:

Гипотеза 1: Вектор текущих макропеременных (доходность рынка РТС, доходность цен на brent нефть, месячная инфляция РФ, кредитный дефолтный своп, финансовый обменный курс, спред доходности портфелей Кеннета Френча и спред временной доходности) зависит от их лаговых значений.

Гипотеза 2: Оцененные беты (денежных потоков, коэффициентов дисконтирования и волатильности) влияют на среднюю доходность.

Если гипотеза 2 не будет отвергнута, то можно предположить, что межвременная модель с 3-ями бетами может быть применима на российском рынке.

Во 2-ой главе я продемонстрировал основные наиболее интересные исследования в тематике межвременной модели ценообразования активов, далее пояснил выбор именно ICAPM Кэмпбелла, продемонстрировал теоретическое описании целевой модели исследования и алгоритм расчетов по ней, ввел основные макро переменные, и объяснил целесообразность их использования, для произведения дальнейших расчетов и интерпретации полученных результатов.

**Глава 3. Анализ и проведение расчетов по межвременной модели ценообразования активов с 3-мя бетами**

**3.1 Выборка и оценка переменных модели**

Для проведения тестирования первым делом необходимо было выделить факторы влияющие на доходность компаний. Я предположил, что этими факторами будут служить: инфляция, обменный курс валют, кредитный дефолтный своп, цены на нефть «brent» и др.. Поэтому полная спецификация вектора , входящего в VAR модель, включает 7 основных переменных, 3 из которых такие же, как у Кэмпбелла, Гиглио и Полка (2011). К этим переменным мы добавляем такие как: инфляция, обменный курс валюты – exchange rate, кредитный дефолтный своп (credit default swap) и цены на “brent” нефть. Данные были взяты квартальные: с 01 января 2005 по 31 декабря 2013 и выкачены с «блумберга».

Теперь остановимся более подробно на каждой из них, тем самым опишем характеристику данных факторов и способ вычисления доходностей по ним.

Первая переменная VAR модели (RM) – это доходность рынка РТС. Вычислялась доходность следующим образом: была взята разность логарифма цены закрытия биржи в последний день месяца и цены закрытия биржи в тот же самый день только предыдущего месяца, а если на последний день выпал выходной или праздничный день, то бралась предыдущая дата, но главное чтобы день в день, т.е. например:

доходность за декабрь месяц = ln(цена закрытия на 30 декабря) – ln(цена закрытия на 30 ноября), если 30 – выходной день то бралось 29 число, если 29 тоже выходной – то 28 число.

Вторая переменная модели (brent) – это доходность цен на brent нефть. Вычислялась доходность следующим образом: была взята разность логарифма цены в последний день месяца и цены в тот же самый день только предыдущего месяца, а если на последний день выпал выходной или праздничный день, то бралась предыдущая дата, но главное чтобы день в день.

Третья переменная модели (infl) – это месячная инфляция РФ.

Четвертая переменная модели (CDS) – это кредитный дефолтный своп. Вычислялся он следующим образом: была взята разность логарифма цены в последний день месяца и цены в тот же самый день только предыдущего месяца, а если на последний день выпал выходной или праздничный день, то бралась предыдущая дата, но главное чтобы день в день.

Пятая переменная модели (ExRate) – это финансовый обменный курс валюты. Вычислялся он следующим образом: была взята разность логарифма цены в последний день месяца и цены в тот же самый день только предыдущего месяца, а если на последний день выпал выходной или праздничный день, то бралась предыдущая дата, но главное чтобы день в день.

Шестая переменная модели (VS) – это спред двух портфелей, построенных Кеннетом Френчем. Кеннет Френч взял все торгуемые компании в США, разбив их на 6 портфелей, посчитал доходность каждого из них. Кеннет Френч построил следующую таблицу, в которую он вносил в зависимости от коэффициента book value / market value и просто market value. Таблица выглядит следующим образом:



Кеннет Френч отсортировал компании по BE/ME и ME следующим образом: 30% компаний, имеющих самый высокий коэффициент BE/ME, и 50%, имеющих наименьший показатель ME, попали в портфель Small Value, если же 30% компаний имели самый высокий коэффициент BE/ME и 50% имели наивысший показатель ME, то они бы попали в Big Value портфель, где BE – book equity, ME – market equity.

 Далее я беру разность логарифмов между доходностью портфеля small value и доходностью портфеля small growth (John Y. Campbell, Stefano Giglio, Christopher Polk, and Robert Turley, 2013).

Седьмая переменная модели (TY) – это «спред временной доходности». Были найдены цены на долгосрочные и краткосрочные государственные облигации (где долгосрочные это 5 летние, а краткосрочные это 3-ех месячные) и вычислялась разность между доходность долгосрочных облигаций и краткосрочных, причем доходность долгосрочных и краткосрочных государственных облигаций определялась, как разность логарифма цены в последний день месяца и цены в тот же самый день только предыдущего месяца, а если на последний день выпал выходной или праздничный день, то использовалась предыдущая дата вместо исходной, но главное, чтобы день в день.

Ниже представлена Таблица 1, на которой проиллюстрирована описательная статистика временного ряда . Проанализировав данную таблицу можно сделать следующие выводы. Первым, что стоит отметить, это тот факт, что среднее значение всех факторов модели векторной авторегрессии положительно, кроме доходности обменного курса валюта. Это может быть связано с тем, что в период с первого января 2005 года по 31 декабря 2013 года, средняя доходность обменного курса была отрицательна и, следовательно, в среднем за период доходность цены рубля к доллару падала, хотя медианное значение доходности обменного курса находилось на уровне 1%. Минимальное значение доходности обменного курса было отрицательным (20%). Второе, что следует отметить, это тот факт, что максимальная средняя доходность (22%) была у переменной «SP\_BOND», которая является разностью между доходностью долгосрочными государственными облигациями (10 лет) и краткосрочными (3 месяца), а максимальное значение за период достигало 75%, а у предыдущей рассмотренной нашей переменной 76%, откуда следует вывод, что в данный период времени присутствовала большая волатильность рубля. Далее представлено стандартное отклонение и более важный аспект описательной статистики, это тест Харке-Бера, который в свою очередь, является статистическим тестом, проверяющим ошибки наблюдений на нормальность, посредством сверки их третьего момента (асимметрии) и четвертого момента (эксцесса) с моментами нормально распределения (у нормального распределения ассиметрия равна нулю, а эксцесс равен трём). В наше же случае по всем переменным отсутствует нормальность ошибок наблюдений, кроме инфляции, так как значение статистики Харке-Бера почти по всем переменным огромно, а это означает что чем больше значение статистики, тем с меньшей вероятностью распределении ошибок является нормальным.

Таблица 1. Описательная статистика временного ряда от доходностей макропеременных.

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | RTS | INFLATION | EX\_RATE | CDS | BRENT | SP\_BOND | VS |
|  Mean |  0.008714 |  0.007438 | -0.00197 |  0.017217 |  0.010054 |  0.022012 |  0.009089 |
|  Median |  0.021315 |  0.007220 |  0.001421 |  0.014625 |  0.024077 |  0.023332 |  0.001550 |
|  Maximum |  0.318467 |  0.011719 |  0.076686 |  0.076458 |  0.254853 |  0.075197 |  0.254700 |
|  Minimum | -0.61567 |  0.002947 | -0.19468 |  0.00383 | -0.43236 | -0.06739 | -0.1816 |
|  Std. Dev. |  0.115998 |  0.002324 |  0.033582 |  0.014342 |  0.095117 |  0.023831 |  0.048339 |
|  Skewness | -1.52745 |  0.137280 | -2.03822 |  2.640696 | -1.33197 | -1.12241 |  2.33823 |
|  Kurtosis |  9.746344 |  2.063155 |  12.69595 |  10.56690 |  7.488478 |  5.766053 |  15.66461 |
|  |  |  |  |  |  |  |  |
|  Jarque-Bera |  246.8051 |  4.288782 |  497.8300 |  383.1799 |  122.5935 |  57.10559 |  820.1770 |
|  Probability |  0.000000 |  0.117139 |  0.000000 |  0.000000 |  0.000000 |  0.000000 |  0.000000 |
|  |  |  |  |  |  |  |  |
|  Sum |  0.941110 |  0.803266 | -0.21281 |  1.859391 |  1.08580 |  2.377277 |  0.981600 |
|  Sum Sq. Dev. |  1.439740 |  0.000578 |  0.120671 |  0.022008 |  0.968058 |  0.060769 |  0.250026 |

**3.2 Результаты тестирования межвременной модели ценообразования активов**

В предыдущей главе мы рассмотрели модель ценообразования активов с 3-мя бетами, ввели название и описание переменных модели, и предложили алгоритм расчетов по ней. Далее я буду следовать этому алгоритму. Для начала в статическом пакете Eviwes 7 я импортирую переменные вектора VAR-модели и построю описательную статистику временного ряда. Она выглядит следующим образом, как было показано ранее в Таблице 1.

Следующим действием послужит построение модели векторной авторегрессии первого порядка, по введенным ранее переменным временного ряда. Результат тестирования VAR-модели первого порядка мы можем увидеть в Таблице 2.

Таблица 2. Оценка коэффициентов ВАР модели и основные статистики



Из полученных результатов оценки коэффициентов VAR-модели мы получили необходимую нам матрицу Г для вычисления терминов “news of cash flow”, “news of discount rates” и “news of variance”, введенных Джоном Кэмпбеллом и другими учеными для дальнейшего поиска бет. (Campbell, Giglio, Polk, Turley 2011). Представленная выше Таблица 2 дает возможность сделать следующие выводы по переменным вектора и в целом по модели. При стандартных предположениях коэффициент детерминации может быть интерпретирован как доля дисперсии зависимой переменной, которая объясняется при помощи данного набора экзогенных переменных. Как мы можем видеть, все коэффициенты модели, оцененные методом наименьших квадратов, положительны, кроме инфляции и цен на brent нефть. Анализируя коэффициент детерминации R2 по каждому параметру, можно сделать вывод, что наиболее зависимой переменной от остальных является инфляция (R2 = 97%), на втором месте находится кредитный дефолтный своп (R2 = 54%), на третьем и четвертых местах спред доходности бондов (R2 = 24%) и “value spread” (R2 = 23%). Доходность цен на brent нефть продемонстрировала наименьший коэффициент детерминации R2 (R2 = 13%), хотя и R2 доходности рынка РТС находится не на лучшем уровне (R2 = 16%).

Информационный критерий Акаике, также как и информационный критерий Шварца, используется для выбора лучшей модели из некоторого набора альтернативных моделей – чем меньше значение критерия, тем лучше модель.

При помощи F-статистики в предположении, что остатки модели распределены нормально, т.е. проверяется нулевая гипотеза о том, что коэффициенты при всех экзогенных переменных, включенных в модель, кроме свободного члена, значимо отличаются от нуля. Как мы можем видеть из Таблицы 2 самое громадное значение F- статистики принимает инфляция (446,8). Также в окне регрессии EViews приводится P-значение для F-статистики (Prob(F-statistic)). Если P-значение меньше, чем уровень значимости, на котором Вы проверяете нулевую гипотезу, то гипотезу о том, что все коэффициенты модели равны нулю, можно отвергнуть на этом уровне значимости.

Найденную нами матрицу Г можно увидеть Таблице 2, которая состоит из коэффициентов VAR-модели, оцененных методом наименьших квадратов. Далее из полученной матрицы Г, находим информацию о движении денежных средств, информацию о коэффициенте дисконтирования и информацию о волатильности. По следующим формулам:

,

 ,

,

 Где – остатки векторной авторегрессии, I – единичная матрица, и - транспонированные векторы, у которых на первом и втором месте, соответственно, стоят единицы, – логлинеаризационный параметр.

После того, как мы нашли представленные выше информации, переходим к определению и поиску соответствующих бет, а именно:

, , ,

Где – представляет собой доходность i-ой компании в момент времени t, а – доходность рынка РТС тоже в момент времени t.

Далее после проведения Векторной авторегрессии и поиска информаций о денежных потоках, ставке дисконтирования и волатильности. Раcсмотрим следующую Таблицу 3, которая демонстрирует описательную статистику полученных информаций на основе матрицы Г определенной через коэффициенты модели VAR. Как мы можем видеть из Таблицы 3, среднее значение и медиана практически одинаковы по каждому фактору, мало того, среднее значение фактора денежного потока и ставки дисконтирования практически одинаковы. Эти два вывода можно интерпретировать, что в среднем информации за период равны. Но всё-таки Максимальное значение у фактора денежного потока равно 2,45, а у фактора ставки дисконтирования 2,57. Данный факт может служит следующим выводом, что разброс значений фактора денежного потока больше, нежели фактора ставки дисконтирования. Что же касается сверки третьего момента (асимметрии) и четвертого момента (эксцесса) с моментами нормально распределения (у нормального распределения ассиметрия равна нулю, а эксцесс равен трём), в нашем случае, у фактора денежного потока ассиметрия равна 0,044, а эксцесс 5,9; ассиметрия у фактора ставки дисконтирования равна 0,096, а эксцесс 6,19; ассиметрия фактора волатильности равна -0,043, а эксцесс приблизительно равен 4,5. Получившиеся статистика Харке-Бера по каждой информации равна: 37,59, 45,65, 10,36. А вероятность, что распределение ошибок будет являться нормальным по факторам денежного потока, ставки дисконтирования и волатильности практически равна нулю.

Таблица 3. Описательная статистика факторов денежного потока, ставке дисконтирования и волатильности.

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | NCF | NDR | NV |
|  Mean | 0,8053 | 0,8053 | 0,0061 |
|  Median | 0,7715 | 0,7937 | 0,0056 |
|  Maximum | 2,4546 | 2,5762 | 0,0240 |
|  Minimum | -0,8414 | -0,8302 | -0,0136 |
|  Std. Dev. | 0,4941 | 0,4853 | 0,0056 |
|  Skewness | 0,0442 | 0,0966 | -0,0436 |
|  Kurtosis | 5,9023 | 6,1942 | 4,5221 |
|  |  |  |  |
|  Jarque-Bera | 37,5901 | 45,6557 | 10,3623 |
|  Probability | 0,0000 | 0,0000 | 0,0056 |
|  |  |  |  |
|  Sum | 86,1701 | 86,1702 | 0,6509 |
|  Sum Sq. Dev. | 25,8795 | 24,9598 | 0,0034 |

Перед тем как далее преступить к вычислениям бет денежных потоков, ставок дисконтирования и волатильности по каждой компании, необходимо рассказать, как вычислялась доходность акций каждой компании. Для начала я взял котировки акций 100 компаний, которые торговались на данный момент на рынке ММВБ, которые я скачал с сайта finam.ru. Далее я выбрал 87 компаний из списка, следуя следующему принципу, дата начала котировки акций не должна была быть позднее 2009 года. Вычислялась месячная доходность акций каждой компании следующим образом: была взята разность логарифма цены закрытия биржи в последний день месяца и цены закрытия биржи в тот же самый день только предыдущего месяца, а если на последний день выпал выходной или праздничный день, то бралась предыдущая дата.

Ниже на графике 3 представлена средняя доходность по каждой компании.

График 3. Распределение средней доходности каждой компании



Далее я хотел бы продемонстрировать описательную статистику бет денежных потоков, ставок дисконтирования и волатильности каждой компании, данная информация представлена на Таблице 4. Проанализировав данную таблицу можно сделать следующий вывод: что сверка третьего момента (асимметрии) и четвертого момента (эксцесса) с моментами нормально распределения (у нормального распределения ассиметрия равна нулю, а эксцесс равен трём), в нашем случае, у беты денежного потока ассиметрия равна 1,3, а эксцесс 8,09; ассиметрия у беты ставки дисконтирования равна 1,25, а эксцесс 7,9; ассиметрия у беты волатильности равна -0,8, а эксцесс равен 4,51. Получившиеся статистика Харке-Бера по каждой информации равна: 118,92, 110,4, 17,65. Отсюда делаем следующий вывод, что гипотеза о распределение ошибок по нормальному распределению будет отвергнута. Далее рассмотрев таблицу 3 можно заметить, что средние и медианное значение беты денежного потока и ставки дисконтирования практически совпадают.

Таблица 4. Описательная статистика беты денежных потоков, коэффициента дисконтирования и волатильности.

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | BCF | BDR | BV |
|  Mean | 0,3741 | 0,0080 | 0,0021 |
|  Median | 0,3724 | 0,0341 | 0,0028 |
|  Maximum | 4,9657 | 4,1594 | 0,0188 |
|  Minimum | -1,8595 | -1,7285 | -0,0286 |
|  Std. Dev. | 0,9612 | 0,8746 | 0,0082 |
|  Skewness | 1,3056 | 1,2560 | -0,8009 |
|  Kurtosis | 8,0979 | 7,9140 | 4,5180 |
|  |  |  |  |
|  Jarque-Bera | 118,9244 | 110,4084 | 17,6541 |
|  Probability | 0,0000 | 0,0000 | 0,0001 |
|  |  |  |  |
|  Sum | 32,5448 | 0,6950 | 0,1822 |
|  Sum Sq. Dev. | 79,4547 | 65,7830 | 0,0057 |

В итоге мы получили беты о движении денежных средств, беты по коэффициенту дисконтирования и беты волатильности для каждой i-ой компании. Для данной операции необходимо было выбрать компании котирующиеся на рынке РТС и ММВБ с датой начала котировки 2005-2006 годах, но в связи с тем, что таких компаний было ограниченной множество, диапазон дат был расширен до 2008 года. И число компаний входящих в данный отрезок дат составило 88. Вычисление доходности акции каждой компаний производилось таким же образом, как и описанные выше доходности бондов.

Для построения следующей регрессии мне понадобилась средняя за период с 01.01.2005 – 31.12.2013 гг. безрисковая ставка, которая была взята на основе государственных долгосрочных облигаций. Далее были посчитаны средние доходности акций каждой компании за тот же период. В итоге мы получили сквозную регрессию следующего вида:

,

Где – это разница между средней доходностью акций компании i и средней за период с 01.01.2005 – 31.12.2013 гг. безрисковой ставкой. Результаты вычисления коэффициентов регрессии представлены ниже в Таблице 5.

Таблица 5. Результат проведения сквозной регрессии и оценка параметров модели.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variable | Coefficient | Std, Error | t-Statistic | Prob,  |
| C | -0,0705 | 0,0028 | -24,958 | 0,000 |
| BI\_CF | -0,0152 | 0,0053 | -2,890 | 0,005 |
| BI\_DR | 0,0147 | 0,0058 | 2,545 | 0,013 |
| BI\_V | 0,1025 | 0,2478 | 0,414 | 0,680 |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0,0937 |  Mean dependent var | -0,076 |  |
| Adjusted R-squared | 0,0610 |  S,D, dependent var | 0,019 |  |
| S.E. of regression | 0,0187 |  Akaike info criterion | -5,077 |  |
| Sum squared resid | 0,0290 |  Schwarz criterion | -4,963 |  |
| Log likelihood | 224,8414 |  Hannan-Quinn criter, | -5,031 |  |
| F-statistic | 2,8618 |  Durbin-Watson stat | 1,589 |  |
| Prob(F-statistic) | 0,0417 |  |  |  |

Риск изменения ставки дисконтирования положителен. Сначала рассмотрим значение t-статистики. Коэффициент при бете денежного потока значим на 1% уровне, т.к. Probability(t-statistic) равно 0,005, и коэффициент при бете ставки дисконтирования тоже значим на 5% уровне, т.к. p-value равно 0,013, что же касается коэффициента при бете волатильности, то данный коэффициент незначим. Анализируя в Таблице 5 F-статистику, приходим к выводу, что уравнение в целом значимо на уровне значимости 5%. В Таблице 5 мы можем увидеть статистику Дарбина-Уотсона. Статистика Дарбина-Уотсона используется для тестирования автокорреляции первого порядка остатков исследуемой регрессии. В нашем случае отсутствует автокорреляция, т.к. статистика Дарбина-Уотсона стремится к двум. Анализируя коэффициент детерминации R2 можно сделать следующий вывод, что в 9% случаев, изменение бет (о движении денежный средств, коэффициента дисконтирования и волатильности) влечет изменение зависимой переменной . Риск премии полученные мною и Кэмпбеллом примерно соотносятся друг с другом, как было показано на рисунке 3. Единственное существенное отличие, это то, что оценка риск премии денежных потоков и волатильности существенно отличалась. Это можно связать с тем фактом, что Джон Кэмпбелл в своих расчетах использовал доходности портфелей, а я тем самым – доходности акций компаний. Но все же мой результат получился довольно интересным, т.к. отрицательное значение риск премий по денежным потоком говорит нам о том, что в период с 2005 по 2013 года, денежные потоки компаний находились в упадке, а риск премия по коэффициенту дисконтирования наоборот значительно возросла. Оценка коэффициента риск премии коэффициента дисконтирования получилась практически такая же, как у Кэмпбелла.

Таблица 6. Расчет бет продемонстрированный Кэмпбеллом

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Stat. | Prob.  |
| C | 0.002 | 0.011 |  |  |
| BI\_CF | 0.081 | 0.048 |  |  |
| BI\_DR | 0.016 | 0.004 |  |  |
| BI\_V | -0.045 | 0.061 |  |  |
| R-squared | 0.7202 |  |  |
| S.E. of regression  | 0.021 |  |  |

Источник: (Campbell, 2012).

**Заключение.**

Оценка затрат на собственный капитал в период с 2005 по 2013 года слабо применима при помощи САРМ моделей, т.к. в данный период времени Российский рынок падал. Верификация межвременной модели ценообразования активов не подтвердилась, т.к. одна бета (волатильности) не оказалась значимой. Из этого следует вывод, что возможно стоит строить портфели компаний и смотреть риск премии по портфелям, а не по компаниям. Но все же, коэффициенты при бетах денежных потоков и ставок дисконтирования оказались значимы на 1% и 5% уровнях значимости, соответственно. Необходима доработка методологии тестирования с использованием портфельного подхода и меняющегося окна тестирования. Однако, использование данных методов еще более усложнило бы тестирование модели. Межвременная модель ценообразования активов показывает в целом более высокую объясняющую силу, чем любая однофакторная модель САРМ. Однако межвременная модель ценообразования активов, также обладает рядом недостатков, одним из которых является непростое эмпирическое тестирование. Таким образом, выбор той или иной модели оценки затрат на капитал в эмпирическом исследовании должно зависеть от требуемого уровня её объясняющей силы. Так, САРМ в своей классической форме дает прогноз, опираясь лишь на рыночную премию за риск.

Результаты проведения эмпирических тестов показали следующее, что для достоверной оценки премий за риск, необходимо использовать доходности портфелей, т.е. разбить компании по портфелям и строить регрессию по доходностям портфелей. Коэффициенты при бетах денежных потоков и ставках дисконтирования значимы на 1% и 5% уровнях значимости, а коэффициент при бете волатильности оказался не значимым и на 5% уровне значимости. Соответственно, делать какие-либо выводы не целесообразно. Так как только один коэффициент получился незначимым, то я отвергаю гипотезу 2.

Анализируя коэффициент детерминации R2 по каждому параметру векторной авторегрессии, можно сделать вывод, что наиболее зависимой переменной от остальных является инфляция (R2 = 97%), на втором месте находится кредитный дефолтный своп (R2 = 54%), на третьем и четвертых местах спред доходности бондов (R2 = 24%) и “value spread” (R2 = 23%). Доходность цен на brent нефть продемонстрировала наименьший коэффициент детерминации R2 (R2 = 13%), хотя и R2 доходности рынка РТС находится не на лучшем уровне (R2 = 16%). Гипотеза 1 не будет отвергнута, т.к. была установлена зависимость между вектором текущих макропеременных от их лаговых значений.

В дальнейшем хотелось бы развить данную модель, введя дополнительные факторы, и протестировать новую модифицированную модель не по доходностям компаний, а построив портфели компаний и, рассчитав доходность каждого портфеля, провести анализ риск премий и факторов, влияющих на них.

**Список литературы.**

1. Barberis, Thaler, (2003), "A SURVEY OF BEHAVIORAL FINANCE", Hadbook of the Economics of Finance
2. Bossaerts, Hillion, (1999), "Implementing Statistical Criteria to Select Retuen Forecasting Models: What Do We Learn?", The review of financial studies
3. Campbell, Giglio, Polk, Turley, (2013), “An intertemporal CAPM with stochastic volatility.” Journal of Economics and Financial Issues
4. Campbell, John Y. (1987) “Stock Returns and the Term Structure.” Journal of Financial Economics, 18(2).
5. Campbell, John Y. (2000) “Asset Pricing at the Millennium.”Journal of Finance, 55(4).
6. Campbell, John Y. and Cochrane, John H. (1999) “By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior.” Journal of Political Economy.
7. Campbell, John Y. and Tuomo Vuolteenaho, 2002, .Bad Beta, Good Beta., American Economic Review
8. Campbell, John Y., Stefano Giglio, and Christopher Polk, 2012, .Hard Times., Review of Asset Pricing Studies
9. Cheng-Few Lee, Chiung-Min Tsai, Alice C. (2009) Lee A dynamic CAPM with supply effect: Theory and empirical results, 13–37.
10. Epstein, Larry G. and Zin, Stanley E. (1989) “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns.” Journal of Political Economy, 99(2), pp. 263-86.
11. Fama, (1991), "Efficient Capital Markets: II", Journal of Finance
12. Fama, Eugene and French, Kenneth. (1989) “Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds.” Journal of Financial Economics, 25(1), pp. 23-49.
13. Fama, Eugene. (1970) “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work.” Journal of Finance, 25(2), pp. 383-417.
14. Guo, Hui. (2003) “Limited Stock Market Participation and Asset Prices in a Dynamic Economy” (forthcoming in Journal of Financial and Quantitative Analysis).
15. Hansen, Lars P. (1982) “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators.”, 50(4).
16. Harvey, Campbell R. (1989) “Time-Varying Conditional Covariances in Tests of Asset Pricing Models.” Journal of Financial Economics, 24(2)
17. Javier Estrada (2000). The cost of equity in emerging markets: an downside risk approach. Published in the Emerging Markets Quarterly, 4 (Fall 2000), 19-30
18. Jegadeesh, Narasimhan and Titman, Sheridan. (1993) “Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency.” Journal of Finance.
19. Lettau, Martin and Ludvigson, Sydney. (2001) “Consumption Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns.” Journal of Finance, 56(3).
20. Lettau, Martin and Ludvigson, Sydney. (2003) “Measuring and Modeling Variation in the Risk-Return Tradeoff.” Working paper, New York University.
21. Li, Yuming. (1997) “Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data: Empirical Tests.” Journal of Financial Research, 20(1).
22. Lintner, J. (1965). The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. Review of Economics and Statistics, 47
23. Malkiel, (2003), "The Efficient Market Hypothesis and Its Critics", CEPS Working Paper №. 91
24. Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital assets pricing model. Econometrica, 41, 867–887.
25. Merton, Robert C. (1980) “On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation.” Journal of Financial Economics.
26. Newey, Whitney K. and West, Kenneth D. (1987) “Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation.” International Economic Review.
27. Ramaprasad Bhar, Shigeyuki Hamori. (2005 ). A Coincident Financial Indicator for the Australian Stock Market. Investment Management and Financial Innovations
28. Saban Celik, (2012), “Theoretical and empirical Review of Assets Pricing Model A structural Synthesis.” Journal of Economics and Financial Issues
29. Shwert, (2002), "Stock Volatility in the New Millennium: How Wacky is Nasdaq?", Journal of monetary Economics
30. Zhongyi Xiao, Peng Zhao. (2013 ). Intertemporal relation between the expected return and risk: an evaluation of emerging market. The Journal of Applied Business Research, 29-3.

**Приложение.**

**График 1:**

Источник: (White, 1980)

**График 2:**

****

Источник: (Shwert, 1989)



**Рис.1** Расшифровка данных (Ramaprasad Bhar, Shigeyuki Hamori, 2005).