

Анализ инфляции и денежно-кредитной политики ЦБ с помощью VAR-моделей

Аннотация

Работа посвящена анализу взаимодействия факторов в денежной сфере и выявление особенностей инфляции и денежно-кредитной политики в период с 1999 по 2007 год. С помощью VAR оценены две различных модели. Оценка первой модели не позволила отвергнуть гипотезу о том, что ставка рефинансирования не оказывает значимого влияния на инфляцию, во всяком случае, в выбранной спецификации. Анализ функций импульсных откликов для второй модели показал, что одним из факторов, влияющих на выпуск и инфляцию, является денежная масса. Также была выявлена зависимость между денежной массой и обменным курсом. Кроме того, была проведена декомпозиция дисперсий ошибок прогноза для оцененной модели. Во-первых, декомпозиция продемонстрировала значимость отклика инфляции на шок денежной массы. Во-вторых, анализ декомпозиции дисперсий для VAR, оцененного на двух подвыборках, показал, что зависимость между факторами существенно менялась во времени. А именно, влияние обменного курса на динамику денежной массы возросло после 2002 года, в то время как сам обменный курс по отношению к остальным переменным стал скорее экзогенной переменной.

Введение

Одно из основных отличий России от других развивающихся стран состоит в повышенном давлении на обменный курс со стороны растущих цен на нефть. Это приводит к необходимости интервенций на валютном рынке. Эмпирические исследования показали, что ЦБ России, несмотря на заявленную приоритетность борьбы с инфляцией (ЦБ, 2007), таргетирует не только инфляцию, но и обменный курс.

Целью данной работы является анализ взаимодействия факторов в денежной сфере и выявление особенностей инфляции и денежно-кредитной политики ЦБ. Соответственно, задачами работы являются:

1. обзор существующих работ на эту тему
2. выбор модели и метода ее оценки на основе обзора
3. эконометрическая оценка выбранной модели на российских данных

Отличием данной работы от уже существующих является то, что традиционный анализ VAR дополнен рассмотрением декомпозиции дисперсий, которая позволяет ответить на вопрос о значимости результатов, полученных с помощью VAR.

Структура работы такова: в первой части рассматриваются основные подходы к анализу монетарной политики. В первом разделе приведена оценка «правила монетарной политики» (*monetary policy rule*), характеризующего зависимость инструмента монетарной

политики от значений таргетируемых центральным банком переменных, использующая методы векторной авторегрессии.

Во втором разделе содержатся соответствующие эконометрические расчеты по двум различным моделям, построены предполагаемые функции импульсных откликов. В первой модели в качестве инструмента монетарной политики выступала ставка рефинансирования, во второй – денежная масса. В этой части проводится исследование декомпозиции дисперсии ошибок прогноза (*variance decomposition*) для модели с денежной массой. Это исследование позволило проверить справедливость выводов, сделанных при анализе функций импульсных откликов. Вместе с тем это позволило получить ответ на вопрос о том, насколько существенно влияние различных факторов друг на друга, и как такая зависимость меняется со временем.

В завершающей части подведены итоги работы.

1. Основные подходы к анализу монетарной политики

Во многих работах для анализа монетарной политики проводилась оценка одного уравнения, а именно правила монетарной политики.

Например, это работа (Esanov, Merkl, Souza, 2004), в которой авторы оценивают два типа правила монетарной политики для России: правило Тэйлора (*Taylor rule*) и правило Маккалума (*McCallum rule*). Ключевая разница между этими правилами заключается в выборе инструмента, который входит в функцию реакции центрального банка на изменения значений таргетируемых переменных. В правиле Тэйлора в качестве этого инструмента выступает ставка процента, а в правиле Маккалума – денежная база. Оценка показала, что для описания поведения ЦБР лучше подходит правило Маккалума, то есть денежные агрегаты на рассматриваемом временном промежутке (1993-2002) являлись основными инструментами монетарной политики. Более того, результаты говорят о том, что до 1995 года приоритет отдавался сокращению инфляции, в то время как после - стабилизации обменного курса.

Схожие результаты получены в работе (Вдовиченко, Воронина, 2004), также посвященной оценке правила монетарной политики. Авторы оценивали модификацию правила Тейлора, представляющую из себя зависимость инструмента монетарной политики (денежной массы или ставки процента) от отклонений инфляции, выпуска и обменного курса от их целевых значений. Оценка показала, что ЦБ активно использовал в качестве инструмента денежную массу, а процентная политика при этой была скорее адаптационной. Кроме того, несмотря на заявленное таргетирование инфляции, ЦБ в большей степени осуществлял регулирование обменного курса.

После работы комиссии Коулса (*Cowles Commission*), одним из результатов которой было утверждение, что экономическая теория есть система одновременных уравнений, а не одно уравнение, в эмпирической монетарной политике доминирующей стала методология векторных авторегрессий, предложенная Симсом (Sims, 1992). В своей работе Симс исследовал влияние рестриктивной монетарной политики, состоящей в повышении ставки процента (*federal funds rate*), на выпуск и инфляцию. Он получил парадоксальный с точки зрения стандартных моделей результат: увеличение процентной ставки, то есть шок монетарной политики, приводит к резкому и постоянному во времени увеличению уровня цен. Это явление получило название «загадка цен» (*price puzzle*). Ее существование показывают, используя импульсные отклики выпуска и цен на экзогенные шоки монетарной политики. Одно из объяснений ценовой загадки предложил сам Симс (Sims, 1992). Согласно его объяснению, шоки процентной ставки в VAR не являются полностью экзогенными, а включают в себя эндогенную компоненту, связанную с реакцией ФРС на сигналы будущей инфляции. В этом случае изменения процентной ставки, являющиеся на самом деле ее реакцией на сигналы будущей инфляции, ошибочно воспринимаются как шоки монетарной политики, и отсюда следует положительная реакция цен на шок монетарной политики.

Предположение Симса, основанное на наличии некой «упущенной переменной» привело к возникновению ряда работ, посвященных поиску этой переменной. Так, было обнаружено, что ценовая загадка практически полностью пропадает в США, когда в VAR включается индекс цен на товары – переменная, хорошо предсказывающая инфляцию. Среди множества работ, посвященных поиску возможного объяснения загадки имеет смысл выделить работу Жордани (Giordani, 2004), в которой показывается, что ценовая загадка ошибочно появляется в том случае, если в VAR не включена мера *output gap*. Жордани также показывает, что индекс цен на товары позволяет разрешить загадку потому, что он является циклической переменной (то есть он сильно коррелирован с *output gap*).¹

Таким образом, анализ функций импульсных откликов позволяет проверить существование загадки цен, что также будет сделано в рамках данной работы.

Существует еще один метод исследования монетарной политики. Он был впервые введен Фридманом и Шварц и впоследствии усовершенствован в работе (Romer, Romer, 1989). Метод предлагает для отделения экзогенных шоков монетарной политики, то есть отделения влияния монетарной политики на экономику от влияния экономики на

¹ В ходе работы над темой был подготовлен подробный обзор работ, посвященных исследованию загадки цен, который будет включен в публикацию.

монетарную политику, вместо статистических подходов использовать так называемый «дескриптивный подход» (*narrative approach*), а именно использовать исторический факт принятия решения об изменении ставки процента для идентификации шоков монетарной политики, которые не вызваны изменениями в самой экономике. Применяя этот метод Ромер и Ромер обнаружили шесть моментов времени, в которые ФРС увеличивала ставку процента для того, чтобы сократить инфляцию. Эти результаты используются в работе (Balke, Emery, 1994). Авторы оценивают следующую регрессию:

$$\pi_t = a_0 + \sum_{j=1}^4 b_j \pi_{t-j} + \sum_{k=0}^8 c_k D_{t-k}$$

где дамми-переменная равна единице если период совпадает с одним из шести, обнаруженных Ромером и нулю в противном случае.

После определения всех коэффициентов строятся функции импульсных откликов инфляции. А именно, положим все лаги инфляции, константу для простоты и все дамми кроме D_t равными нулю. Таким образом D_t - единичный шок в начальный момент времени. Тогда

$$\pi_t = c_0$$

$$\pi_{t+1} = b_1 \pi_t + c_1 D_t = b_1 c_0 + c_1$$

...

Таким образом, мы можем определить значения инфляции во все последующие за единичным шоком моменты времени и таким образом проверить наличие взаимосвязи между предполагаемым инструментом монетарной политики и инфляцией.

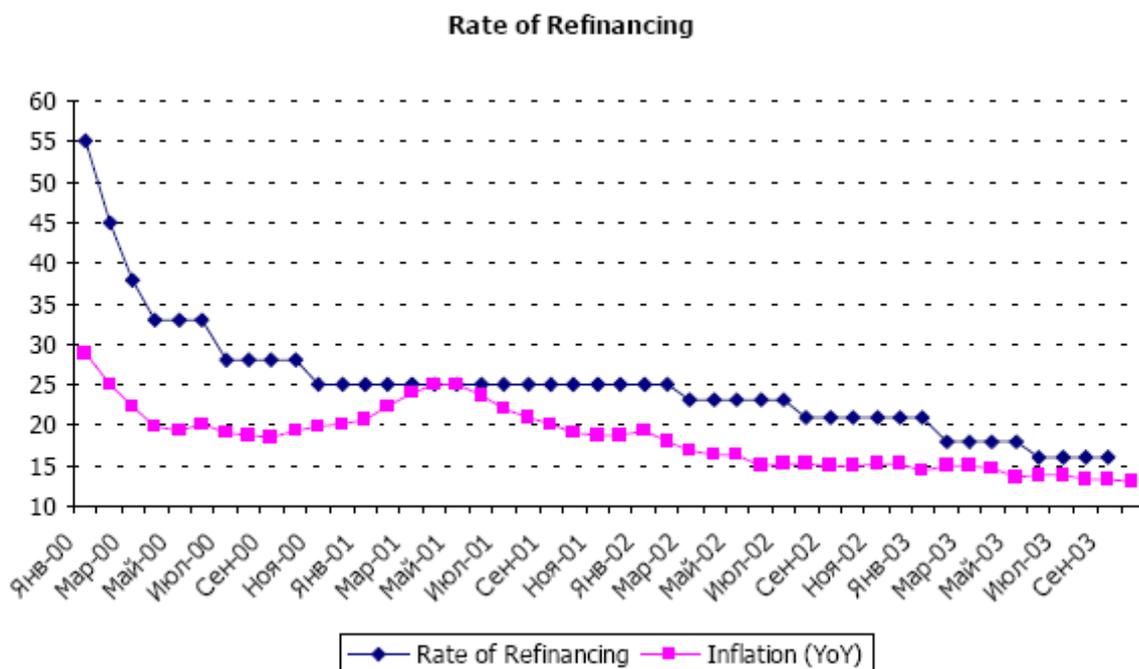
2. Эмпирическая оценка

Для исследования роли ставки рефинансирования, денежной массы и обменного курса в монетарной политике ЦБР в этой части будут оценены две векторные авторегрессии. Для исследования взаимосвязи между ставкой и инфляцией будет также применен дескриптивный подход.

Ставка рефинансирования и денежно-кредитная политика ЦБ России

Эмпирические исследования показали (Esanov, Merkl, 2004), (Вдовиченко, Воронина, 2004), что в России до недавнего времени основным инструментом была денежная масса (агрегат M2), в то время как ставка рефинансирования играла скорее номинальную роль. После кризиса 1998 года ставка рефинансирования составляла 60%. В районе 2000 года она начала постепенно падать, достигнув к концу года значения 25%. Это стало возможно благодаря падению инфляции и стабилизации рынка форекс. К концу 2000 года разрыв между ставкой и инфляцией существенно сократился, хотя все еще

оставался значительным (инфляция в это время составляла 20%). Это смягчение монетарной политики было направлено на стимулирование кредитной активности банковской системы и экономического развития.



В течение всего 2001 года ставка оставалась неизменной. Следующее ее понижение было проведено в 2002 году: ставка была сокращена до 21%. Однако ее статус все еще оставался номинальным: ЦБ не проводил рефинансирование коммерческих банков. Ставка рефинансирования влияла на ставки, предлагаемые по депозитам коммерческими банками, но не играла решающей роли в их динамике. Рынок рефинансирования не работал в России по двум причинам: во-первых, из-за постоянного избытка ликвидности в экономике ставки на рынке денег были на порядок ниже ставок ЦБ. Во-вторых, ни банковская система в России, ни реальный сектор не были готовы к эффективному распределению кредитных средств.

Функциональный статус ставка рефинансирования приобрела только в начале 2003 года, когда ЦБ снизил ее до 18%. Согласно официальному заявлению ЦБ, планируется переход от монетарных инструментов к процентным ставкам.

Впервые за последние десять лет ЦБ поднял ставку рефинансирования 4 февраля 2008 года с 10.0% до 10.25%. Следующее повышение до 10.5% произошло 29 апреля. Как утверждалось, это было сделано в целях сдерживания инфляции, которая в прошлом году равнялась 12% вместо намеченных восьми, и снижения динамики денежной массы.

Ставка рефинансирования и инфляция.

Дескриптивный подход

Первое, что можно сделать для проверки существования взаимосвязи между ставкой рефинансирования и инфляцией – использовать дескриптивный подход. Его суть была изложена в обзоре работы (Balke, Emery, 1994). На подвыборке 06.2003-06.2007 было зафиксировано 7 моментов времени, когда ЦБ менял ставку рефинансирования (Приложение 1). Соответственно, была введена дамми-переменная, принимающая значение 1 в любой из этих моментов времени и ноль во все остальные. Далее была оценена следующая регрессия:

$$\pi_t = a_0 + \sum_{j=1}^4 b_j \pi_{t-j} + \sum_{k=0}^8 c_k D_{t-k}$$

Способом, описанным в обзоре работы (Balke, Emery, 1994) можно построить функции импульсных откликов инфляции на шок ставки рефинансирования (для этого достаточно знать значения коэффициентов перед лагами инфляции и лагами дамми). Результаты оценки в приложении 2. В нашем случае значимым оказался только один лаг дамми (были оценены две регрессии: в первой инфляция определялась как ИПЦ по отношению к предыдущему месяцу, во второй – как индекс ИПЦ в базовой форме), и коэффициент перед ним был отрицательным. Следовательно, не строя функции импульсных откликов, можно сделать вывод, что отклик инфляции на шок единичной дисперсии ставки рефинансирования именно такой, как предсказывает теория (то есть отрицательный). Однако, значимость полученного отклика в рамках дескриптивного подхода проверить не удастся.

Таким образом, в результате применения дескриптивного подхода влияние ставки на инфляцию выявлено не было. Однако это не позволяет сделать вывод об отсутствии такого влияния, так как значимым оказался всего один лаг дамми, и кроме того, было оценено одно уравнение, а не система одновременных уравнений. Поэтому для получения более надежных оценок проверим гипотезу с помощью оценки VAR для трех переменных: выпуска, ставки рефинансирования и инфляции.

VAR

Показатели выпуска по базовым отраслям промышленности и индекса потребительских цен переведены в базовый вид. Проведена сезонная корректировка. Тест Дики-Фулера показывает, что ряды выпуска и индекса цен не стационарны относительно тренда (и просто не стационарны). Поэтому они взяты в первых разностях. Ряд для ставки рефинансирования стационарен.

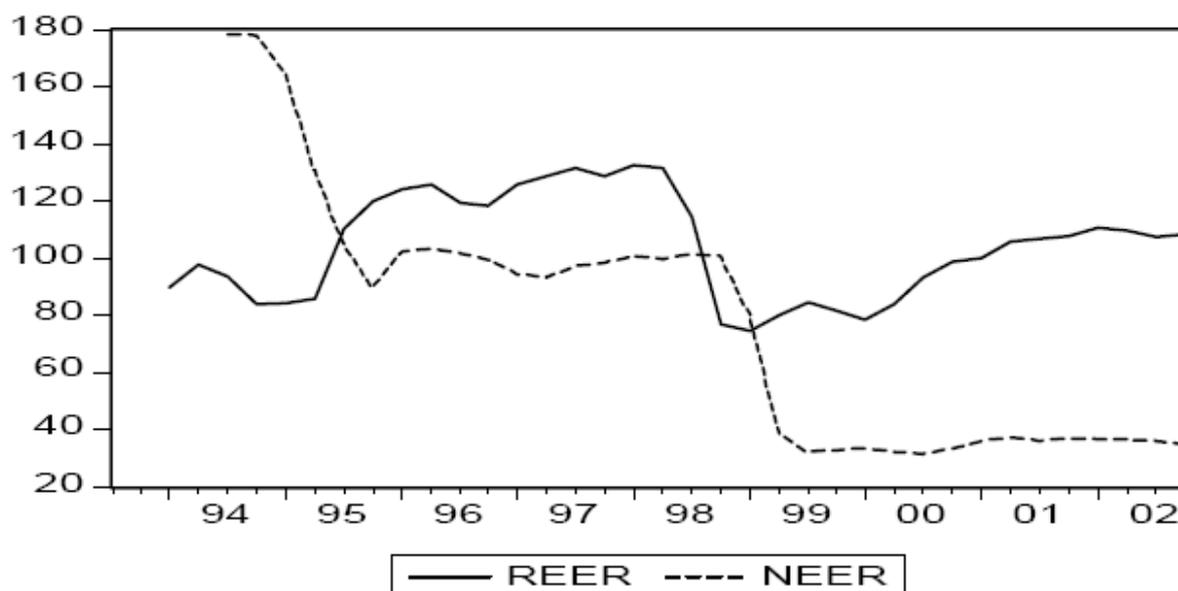
Малая корреляция между остатками позволяет предположить, что упорядочивание переменных не поменяет кардинально результаты анализа функций импульсных

откликов. Оценка показывает, что это действительно так. Графики функций импульсных откликов для упорядочивания в котором ставка рефинансирования - наиболее экзогенная переменная, а выпуск – наиболее эндогенная – приведены в Приложении 3. На графиках видно, что отклик цен и выпуска на единичный шок ставки рефинансирования статистически значим. Это не позволяет отвергнуть гипотезу о том, что ставка рефинансирования играет довольно слабую роль в объяснении динамики инфляции и выпуска. Сделанный вывод справедлив, разумеется, только для выбранной спецификации.

Денежная масса и обменный курс

Традиционно, ЦБ ориентируется на уровень выпуска и инфляции. Для России в число этих таргетируемых переменных во многих исследованиях включают также обменный курс. В докризисные годы стабилизационная программа правительства была преимущественно основана на стабильности обменного курса. После кризиса, несмотря на заявленный плавающий режим, обменный курс перешел в режим «грязного плавания», что видно на следующем графике:

Реальный и номинальный эффективный обменный курс (1995=1)



В результате проведения рестриктивной кредитно-денежной политики инфляция упала и удешевление рубля резко замедлилось. Дальнейший приток капитал в связи в

ростом цен на энергоносители привел к тому, что для ЦБ поддержание обменного курса приобрело особый интерес, несмотря на негативное влияние такой политики на инфляцию (недооценка валюты приводит к росту конкурентоспособности российских товаров на внешнем рынке, что в свою очередь увеличивает экспорт, и, соответственно, ВВП, а рост ВВП приводит к росту денежной массы). Таким образом, реальное удешевление рубля было остановлено, а инфляция сокращена, однако сокращалась она более низкими темпами, чем было заявлено.

Таким образом, с одной стороны, в отсутствие инструментов денежно-кредитной политики, связанных с процентными ставками, ЦБ проводил денежно-кредитную политику посредством влияния на денежную массу ($M2$). С другой, номинальный обменный курс также был важным фактором в денежно-кредитной политике.

Следовательно, для анализа взаимосвязи между денежной массой, обменным курсом, инфляцией и выпуском оценим соответствующий VAR.

Показатели выпуска по базовым отраслям промышленности и индекса потребительских цен переведены в базовый вид. Проведена сезонная корректировка. Все ряды (выпуск, номинальный обменный курс, денежная масса и индекс потребительских цен) взяты в логарифмах. Тест Дики-Фулера показывает, что ряды выпуска и индекса цен на стационарны относительно тренда (и просто не стационарны). Поэтому они взяты в первых разностях. Ряды денежной массы и обменного курса стационарны относительно тренда. Поэтому в качестве экзогенной переменной в VAR включен временной тренд. В результате все характеристические корни лежат в пределах единичного круга, чего мы и добивались. Использование рядов в первых разностях усложняет интерпретацию функций импульсных откликов, однако нестационарность рядов обуславливает необходимость такого преобразования.

Корреляционная матрица остатков показывает, что корреляции между остатками небольшие. Из этого следует ожидать, что, как и в предыдущем случае, различные упорядочивания не должны слишком сильно менять результаты.

Графики функций импульсных откликов говорят о том же – везде отклик цен (вернее, их первых разностей) на шок денежной массы значим и положителен. Шок возникает во втором периоде, а к третьему опять пропадает. Таким образом, функции импульсных откликов демонстрируют отсутствие загадки цен. Более того, на графиках функций импульсных откликов виден небольшой, но также значимый отрицательный отклик денежной массы на шок обменного курса (графики функций импульсных откликов для этого упорядочивания приведены в Приложении 4), пропадающий к третьему периоду. Такую взаимосвязь между курсом и денежной массой можно попытаться

объяснить следующим образом: так как курс (в рублях за доллар) растет, то для его стабилизации ЦБ нужно продавать доллары, и денежная масса при этом сокращается. Для всех 24-х упорядочиваний графики функций импульсных откликов визуально абсолютно одинаковы. Однако это не совсем так, что показывают таблицы численных значений откликов. Различия, впрочем, возникают только в четвертом знаке после запятой. Таким образом, низкой корреляции инноваций оказалось достаточно для того, чтобы выбор упорядочивания не играл роли.

Как уже было упомянуто, положительный отклик инфляции на шок денежного предложения был отличен от нуля только в течение одного периода. Не может ли такая непродолжительность отклика говорить о его незначимости? Ответ на этот вопрос может дать декомпозиция дисперсий.

Декомпозиция дисперсий

В силу сказанного, для проведения декомпозиции дисперсии ошибок прогноза выбор упорядочивания также неважен. Единственная разница между упорядочиваниями в этом смысле состоит в том, что только для наиболее экзогенной переменной в первый период 100% дисперсии определяется ее собственной инновацией. Графики декомпозиции для одного из упорядочиваний приведены в Приложении 5.

Декомпозиция дисперсий подтверждает предположение о том, что обменный курс является наиболее экзогенной переменной. Его дисперсия даже через 10 периодов более чем на 90% объясняется им самим. Оставшиеся 10% приходятся на инновацию инфляции и в меньшей степени и с большим лагом на инновацию денежной массы. Как можно объяснить этот результат? Например, так: рост цен на нефть ведет к инфляции (но не из-за притока нефтедолларов в страну, а из-за того, что стоимость нефти включена в стоимость потребительских товаров). Как следствие, ЦБ понижает обменный курс в целях борьбы с инфляцией. Аналогичные рассуждения применимы к росту денежной массы.

Около 15% дисперсии денежной массы стабильно на протяжении всех периодов объясняются дисперсией обменного курса. Оставшаяся часть дисперсии приходится на инновации в самой денежной массе..

Инновация денежной массы, в свою очередь, объясняет порядка 20% дисперсии инфляции, и эта доля остается практически неизменной со временем. Других перекрестных влияний нет. Матрица инноваций в такой ситуации оказывается скорее диагональной, чем нижней треугольной.

Эндогенность выпуска подтверждается при проведении декомпозиции дисперсии прогноза для этой переменной. Денежная масса и обменный курс оказывают, хотя и очень ограниченное, влияние на выпуск. Суммарная доля их инноваций в объяснении

дисперсии прогноза выпуска составляет около 10%. Инфляция же, согласно проведенной декомпозиции, никакой роли в объяснении дисперсии выпуска не играет. На первый взгляд это кажется странным. Однако, надо учесть то, что ряд инфляции взят в первых разностях для ухода от нестационарности. А вторая производная цен может и не оказывать влияния на выпуск.

Таким образом, проведенная декомпозиция дисперсии свидетельствует в пользу существования положительной взаимосвязи между денежной массой и инфляцией и отрицательной взаимосвязи между курсом и денежной массой, установленных в ходе анализа функций импульсных откликов, которые сами по себе не могут дать ответ на вопрос, насколько существенно влияние одного фактора на другой. Попробуем теперь проследить, как менялось со временем это влияние. Для этого оценим тот же VAR на двух подвыборках – до 2002 года и после.

Декомпозиция дисперсий для VAR, оцененного на двух подвыборках

Тест Чоу, проведенный для каждого отдельно взятого уравнения показал, что коэффициенты устойчивы по отношению к разбиению выборки на две подвыборки. Функции импульсных откликов для двух подвыборок также практически идентичны с тем исключением, что отрицательная реакция денежной массы на шок обменного курса значима только на второй выборке

Существенные отличия становятся заметны при анализе декомпозиции дисперсии. На первой выборке обменный курс не является чисто экзогенной переменной – с лагом в три периода порядка 20% его дисперсии объясняет инфляция. На второй выборке обменный курс на протяжении всех периодов более чем на 95% объясняется только самим собой. Можно сделать предположение, что на второй подвыборке обменный курс действительно стал экзогенной в данной спецификации переменной, (на первой выборке порядка 20% дисперсии курса объяснялось инфляцией). Что касается денежной массы, то на второй подвыборке доля обменного курса в объяснении ее (денежной массы) дисперсии выросла с 20 до 30%. Доля инфляции в объяснении инфляции упала на несколько процентов во второй выборке по сравнению с первой. Качественное изменение заключается в том, что в первой подвыборке денежная масса играла роль в объяснении дисперсии инфляции с лагом приблизительно в один период, в то время как во второй подвыборке этот лаг равен нулю. Наконец, если на первой подвыборке доля дисперсии выпуска, объяснявшаяся не им самим, в основном приходилась на дисперсию курса (порядка 20%), то на второй выборке эти 20% более менее равномерно распределены между всеми эндогенными переменными.

Таким образом, ни одна из переменных в спецификации на второй выборке не объясняет дисперсию ошибки прогноза обменного курса (результат, полученный как с помощью анализа функций импульсных откликов, так и с помощью анализа декомпозиции дисперсии), а дисперсия ошибки прогноза денежной массы на 30% объясняется шоком курса. Полученный результат позволяет предположить существование курсового канала денежной трансмиссии в период с 2002 по 2007 год.

3. Выводы

Для проверки существования взаимосвязи между ставкой рефинансирования и основными макроэкономическими показателями была оценена модель, которую также оценивал в своей работе Жордани. В ней в качестве аналога *federal funds rate* выступала ставка рефинансирования. В России и США ставка рефинансирования обычно служит информационным сигналом для коммерческих банков. Ее роль в проведении денежно-кредитной политики, по-видимому, достаточно ограничена. Это подтверждает результат оценки, согласно которому изменение ставки не вызывает сколько-нибудь существенной реакции выпуска и инфляции. (Разумеется, сказанное справедливо только для той спецификации, которая оценивалась в работе).

Была предпринята попытка проанализировать роль ставки рефинансирования с помощью дескриптивного подхода. Его применение не позволило отвергнуть гипотезу о значимости ставки как фактора, влияющего на выпуск и инфляцию. Анализ функции импульсного отклика показал отсутствие загадки цен.

Далее была рассмотрена иная спецификация, учитывающая влияние экспорта энергоносителей и относительной неразвитости финансовых рынков на проведение монетарной политики. Предполагалось, что, номинальный обменный курс и денежная масса оказывают значимое влияние на динамику инфляции и выпуска. Этот результат, полученный в работе (Вдовиченко, Воронина 2004) при анализе одного уравнения, описывающего поведения ЦБ России, был подтвержден в данной работе при помощи анализа функций импульсных откликов и декомпозиции дисперсий для соответствующей векторной авторегрессии.

Анализ функций импульсных откликов не позволил сделать вывода о существовании курсового канала денежной трансмиссии ввиду того, что отклики значимо отличались от нуля только на продолжении одного периода. Однако проведенная декомпозиция дисперсий показала присутствие существенных перекрестных влияний, что позволило подтвердить справедливость результатов, полученных с помощью функций импульсных откликов. При анализе декомпозиции дисперсий на двух подвыборках (до

2002 года и после) было показано, что влияние обменного курса на динамику денежной массы существенно возросло со временем. Более того, этот анализ позволил сделать вывод об экзогенности обменного курса по отношению к остальным параметрам на второй подвыборке.

В западной литературе подробно обсуждается феномен так называемой «загадки цен» (см, напр., Balke, Emery 1994). Приведенные в данной работе эконометрические оценки по соответствующим моделям и последующая проверка результатов с помощью декомпозиции дисперсий, по-видимому, позволяют сделать вывод о том, что в российской экономике реакция инфляции на шок монетарной политики не обнаруживает эффектов, свидетельствующих о существовании подобной «загадки цен».

Литература

1. Giordani, Paolo “An Alternative Explanation of the Price Puzzle”, *Journal of Monetary Economics* 51 (2004) 1271-1296
2. Balke, Nathan and Kenneth Emery “Understanding the Price Puzzle”, *Economic Review – fourth quarter* 1994
3. Esanov et al. “A preliminary evaluation of monetary policy rule for Russia”, Kiel Institute for World Economics, 2004
4. Вдовиченко, Воронина «Правила денежно-кредитной политики Банка России», Консорциум экономических исследований и образования, научный доклад №04/09, 2004
5. Kirill Sosunov, Oleg Zamulin “Monetary policy in a natural resource based economy: the case of Russia”, NES, November 6, 2005
6. Anders Warne, *Lectures on structural vector autoregressions*
7. Kirchgassner, “Introduction to modern time series analysis”
8. Christiano, Lawrence, Martin Eichenbaum and Charles Evans “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?” NBER working paper, 1998
9. «Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2008 год», ЦБ РФ, 2007

Приложение 1



Ставка рефинансирования Центрального банка Российской Федерации

Период действия	%	Нормативный документ
29 апреля 2008 г. –	10,5	Указание ЦБ РФ от 28.04.2008 № 1997-У "О размере ставки рефинансирования Банка России"
4 февраля 2008 г. – 28 апреля 2008 г.	10,25	Указание ЦБ РФ от 01.02.2008 № 1975-У "О размере ставки рефинансирования Банка России"
19 июня 2007 г. – 3 февраля 2008 г.	10	Телеграмма ЦБ РФ от 18.06.2007 № 1839-У
29 января 2007 г. – 18 июня 2007 г.	10,5	Телеграмма ЦБ РФ от 26.01.2007 № 1788-У
23 октября 2006 г. – 28 января 2007 г.	11	Телеграмма ЦБ РФ от 20.10.2006 № 1734-У
26 июня 2006 г. – 22 октября 2006 г.	11,5	Телеграмма ЦБ РФ от 23.06.2006 № 1696-У
26 декабря 2005 г. – 25 июня 2006 г.	12	Телеграмма ЦБ РФ от 23.12.2005 № 1643-У
15 июня 2004 г. – 25 декабря 2005 г.	13	Телеграмма ЦБ РФ от 11.06.2004 № 1443-У
15 января 2004 г. – 14 июня 2004 г.	14	Телеграмма ЦБ РФ от 14.01.2004 № 1372-У
21 июня 2003 г. – 14 января 2004 г.	16	Телеграмма ЦБ РФ от 20.06.2003 № 1296-У
17 февраля 2003 г. – 20 июня 2003 г.	18	Телеграмма ЦБ РФ от 14.02.2003 № 1250-У
7 августа 2002 г. – 16 февраля 2003 г.	21	Телеграмма ЦБ РФ от 06.08.2002 № 1185-У
9 апреля 2002 г. – 6 августа 2002 г.	23	Телеграмма ЦБ РФ от 08.04.2002 № 1133-У
4 ноября 2000 г. – 8 апреля 2002 г.	25	Телеграмма ЦБ РФ от 03.11.2000 № 855-У

10 июля 2000 г. – 3 ноября 2000 г.	28	Телеграмма ЦБ РФ от 07.07.2000 № 818-У
21 марта 2000 г. – 9 июля 2000 г.	33	Телеграмма ЦБ РФ от 20.03.2000 № 757-У
7 марта 2000 г. – 20 марта 2000 г.	38	Телеграмма ЦБ РФ от 06.03.2000 № 753-У
24 января 2000 г. – 6 марта 2000 г.	45	Телеграмма ЦБ РФ от 21.01.2000 № 734-У
10 июня 1999 г. – 23 января 2000 г.	55	Телеграмма ЦБ РФ от 09.06.99 № 574-У
24 июля 1998 г. – 9 июня 1999 г.	60	Телеграмма ЦБ РФ от 24.07.98 № 298-У
29 июня 1998 г. – 23 июля 1998 г.	80	Телеграмма ЦБ РФ от 26.06.98 № 268-У
5 июня 1998 г. – 28 июня 1998 г.	60	Телеграмма ЦБ РФ от 04.06.98 № 252-У
27 мая 1998 г. – 4 июня 1998 г.	150	Телеграмма ЦБ РФ от 27.05.98 № 241-У
19 мая 1998 г. – 26 мая 1998 г.	50	Телеграмма ЦБ РФ от 18.05.98 № 234-У
16 марта 1998 г. – 18 мая 1998 г.	30	Телеграмма ЦБ РФ от 13.03.98 № 185-У
2 марта 1998 г. – 15 марта 1998 г.	36	Телеграмма ЦБ РФ от 27.02.98 № 181-У
17 февраля 1998 г. – 1 марта 1998 г.	39	Телеграмма ЦБ РФ от 16.02.98 № 170-У
2 февраля 1998 г. – 16 февраля 1998 г.	42	Телеграмма ЦБ РФ от 30.01.98 № 154-У
11 ноября 1997 г. – 1 февраля 1998 г.	28	Телеграмма ЦБ РФ от 10.11.97 № 13-У
6 октября 1997 г. – 10 ноября 1997 г.	21	Телеграмма ЦБ РФ от 01.10.97 № 83-97
16 июня 1997 г. – 5 октября 1997 г.	24	Телеграмма ЦБ РФ от 13.06.97 № 55-97
28 апреля 1997 г. – 15 июня 1997 г.	36	Телеграмма ЦБ РФ от 24.04.97 № 38-97
10 февраля 1997 г. – 27 апреля 1997 г.	42	Телеграмма ЦБ РФ от 07.02.97 № 9-97
2 декабря 1996 г. – 9 февраля 1997 г.	48	Телеграмма ЦБ РФ от 29.11.96 № 142-96
21 октября 1996 г. – 1 декабря 1996 г.	60	Телеграмма ЦБ РФ от 18.10.96 № 129-96
19 августа 1996 г. – 20 октября 1996 г.	80	Телеграмма ЦБ РФ от 16.08.96 № 109-96
24 июля 1996 г. – 18 августа 1996 г.	110	Телеграмма ЦБ РФ от 23.07.96 № 107-96
10 февраля 1996 г. – 23 июля 1996 г.	120	Телеграмма ЦБ РФ от 09.02.96 № 18-96
1 декабря 1995 г. – 9 февраля 1996 г.	160	Телеграмма ЦБ РФ от 29.11.95 № 131-95
24 октября 1995 г. – 30 ноября 1995 г.	170	Телеграмма ЦБ РФ от 23.10.95 № 111-95
19 июня 1995 г. – 23 октября 1995 г.	180	Телеграмма ЦБ РФ от 16.06.95 № 75-95
16 мая 1995 г. – 18 июня 1995 г.	195	Телеграмма ЦБ РФ от 15.05.95 № 64-95
6 января 1995 г. – 15 мая 1995 г.	200	Телеграмма ЦБ РФ от 05.01.95 № 3-95
17 ноября 1994 г. – 5 января 1995 г.	180	Телеграмма ЦБ РФ от 16.11.94 № 199-94
12 октября 1994 г. – 16 ноября 1994 г.	170	Телеграмма ЦБ РФ от 11.10.94 № 192-94
23 августа 1994 г. – 11 октября 1994 г.	130	Телеграмма ЦБ РФ от 22.08.94 № 165-

		94	
1 августа 1994 г. – 22 августа 1994 г.	150	Телеграмма ЦБ РФ от 29.07.94 № 156-94	
30 июня 1994 г. – 31 июля 1994 г.	155	Телеграмма ЦБ РФ от 29.06.94 № 144-94	
22 июня 1994 г. – 29 июня 1994 г.	170	Телеграмма ЦБ РФ от 21.06.94 № 137-94	
2 июня 1994 г. – 21 июня 1994 г.	185	Телеграмма ЦБ РФ от 01.06.94 № 128-94	
17 мая 1994 г. – 1 июня 1994 г.	200	Телеграмма ЦБ РФ от 16.05.94 № 121-94	
29 апреля 1994 г. – 16 мая 1994 г.	205	Телеграмма ЦБ РФ от 28.04.94 № 115-94	
15 октября 1993 г. – 28 апреля 1994 г.	210	Телеграмма ЦБ РФ от 14.10.93 № 213-93	
23 сентября 1993 г. – 14 октября 1993 г.	180	Телеграмма ЦБ РФ от 22.09.93 № 200-93	
15 июля 1993 г. – 22 сентября 1993 г.	170	Телеграмма ЦБ РФ от 14.07.93 № 123-93	
29 июня 1993 г. – 14 июля 1993 г.	140	Телеграмма ЦБ РФ от 28.06.93 № 111-93	
22 июня 1993 г. – 28 июня 1993 г.	120	Телеграмма ЦБ РФ от 21.06.93 № 106-93	
2 июня 1993 г. – 21 июня 1993 г.	110	Телеграмма ЦБ РФ от 01.06.93 № 91-93	
30 марта 1993 г. – 1 июня 1993 г.	100	Телеграмма ЦБ РФ от 29.03.93 № 52-93	
23 мая 1992 г. – 29 марта 1993 г.	80	Телеграмма ЦБ РФ от 22.05.92 № 01-156	
10 апреля 1992 г. – 22 мая 1992 г.	50	Телеграмма ЦБ РФ от 10.04.92 № 84-92	
1 января 1992 г. – 9 апреля 1992 г.	20	Телеграмма ЦБ РФ от 29.12.91 № 216-91	

Дата последнего обновления: 28 апреля 2008 года.

Приложение 2

Dependent Variable: IPC_B
 Method: Least Squares
 Date: 04/29/08 Time: 12:46
 Sample: 2003M06 2007M06
 Included observations: 49

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.752171	1.573005	0.478175	0.6355
D1	0.028859	0.569686	0.050657	0.9599
D1(-1)	0.443109	0.583471	0.759436	0.4527
D1(-2)	-1.145812	0.594367	-1.927785	0.0620
D1(-3)	0.060359	0.610968	0.098792	0.9219
D1(-4)	-0.222616	0.598596	-0.371897	0.7122
D1(-5)	0.233341	0.587272	0.397330	0.6935
D1(-6)	0.080918	0.605436	0.133652	0.8944
D1(-7)	1.451788	0.607861	2.388353	0.0225
D1(-8)	-0.788861	0.655319	-1.203782	0.2368
IPC_B(-1)	1.651729	0.166618	9.913261	0.0000
IPC_B(-2)	-0.744742	0.303401	-2.454645	0.0192
IPC_B(-3)	0.011201	0.286902	0.039041	0.9691
IPC_B(-4)	0.083421	0.154984	0.538254	0.5938
R-squared	0.998919	Mean dependent var		275.5049
Adjusted R-squared	0.998518	S.D. dependent var		33.32954
S.E. of regression	1.283119	Akaike info criterion		3.571420
Sum squared resid	57.62376	Schwarz criterion		4.111940
Log likelihood	-73.49980	F-statistic		2488.590
Durbin-Watson stat	1.958162	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: IPC_T
 Method: Least Squares
 Date: 04/29/08 Time: 12:29
 Sample: 2003M06 2007M06
 Included observations: 49

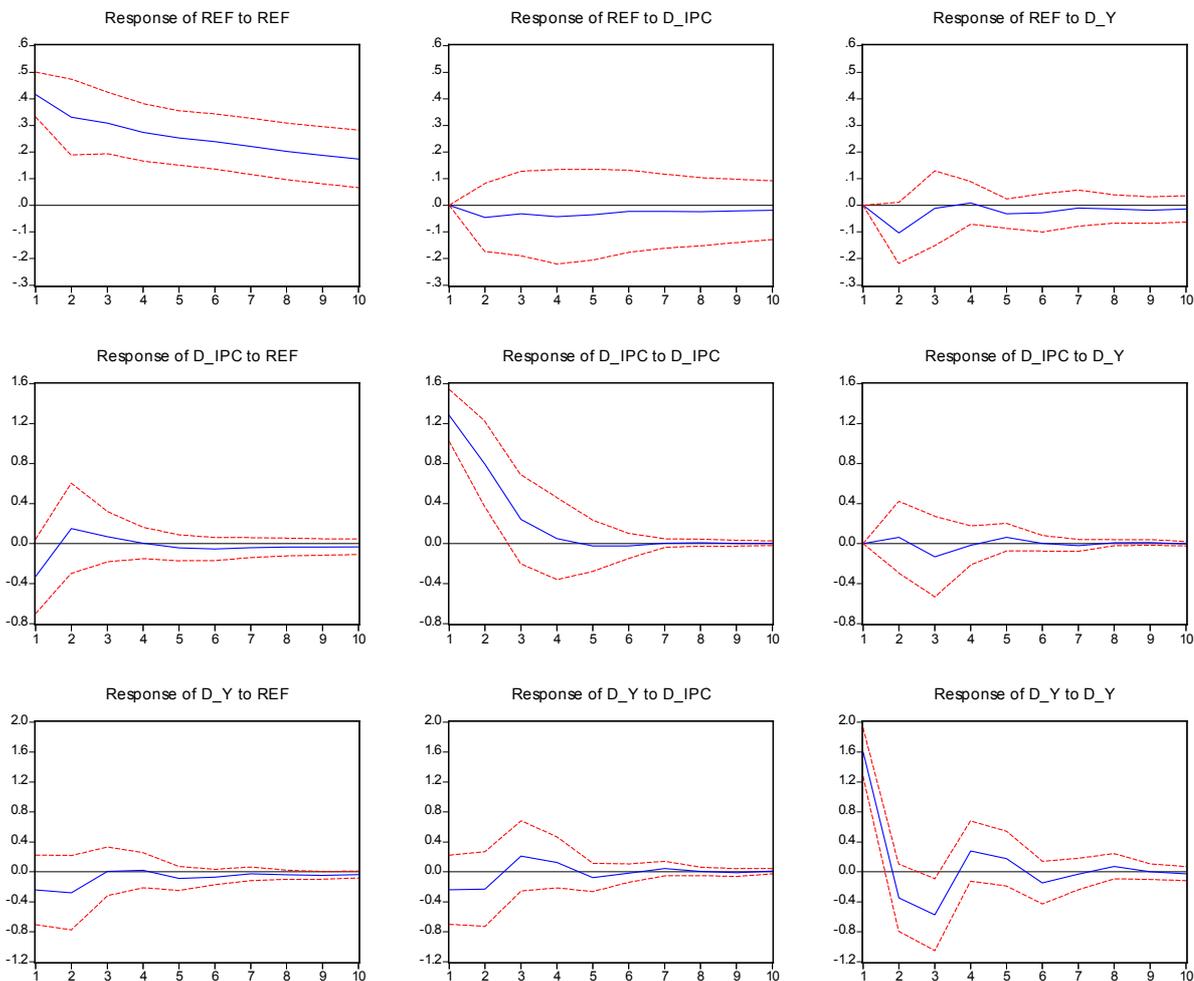
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.537598	0.187169	2.872261	0.0067
D1	-0.232985	0.102709	-2.268393	0.0292
D1(-1)	0.041603	0.112952	0.368327	0.7147
D1(-2)	-0.017357	0.114518	-0.151567	0.8804
D1(-3)	-0.150917	0.103607	-1.456623	0.1537
D1(-4)	-0.089811	0.103957	-0.863931	0.3932
D1(-5)	0.033485	0.104067	0.321770	0.7494
D1(-6)	-0.035739	0.107792	-0.331550	0.7421
D1(-7)	0.090892	0.106926	0.850049	0.4008
D1(-8)	0.011978	0.106575	0.112394	0.9111
IPC_T(-1)	0.487590	0.170556	2.858821	0.0069

IPC_T(-2)	-0.071730	0.173124	-0.414328	0.6810
R-squared	0.374837	Mean dependent var	0.828309	
Adjusted R-squared	0.188978	S.D. dependent var	0.253796	
S.E. of regression	0.228560	Akaike info criterion	0.094861	
Sum squared resid	1.932874	Schwarz criterion	0.558164	
Log likelihood	9.675916	F-statistic	2.016777	
Durbin-Watson stat	1.926753	Prob(F-statistic)	0.054988	

Пояснения к переменным: D1 – дамми-переменная, равная единице в те моменты времени, которые совпадают с изменением ставки рефинансирования и нулю в противном случае. IPC_V – индекс потребительских цен в базовой форме (1999=100), IPC_T – индекс потребительских цен по отношению к аналогичному значению в предыдущем месяце.

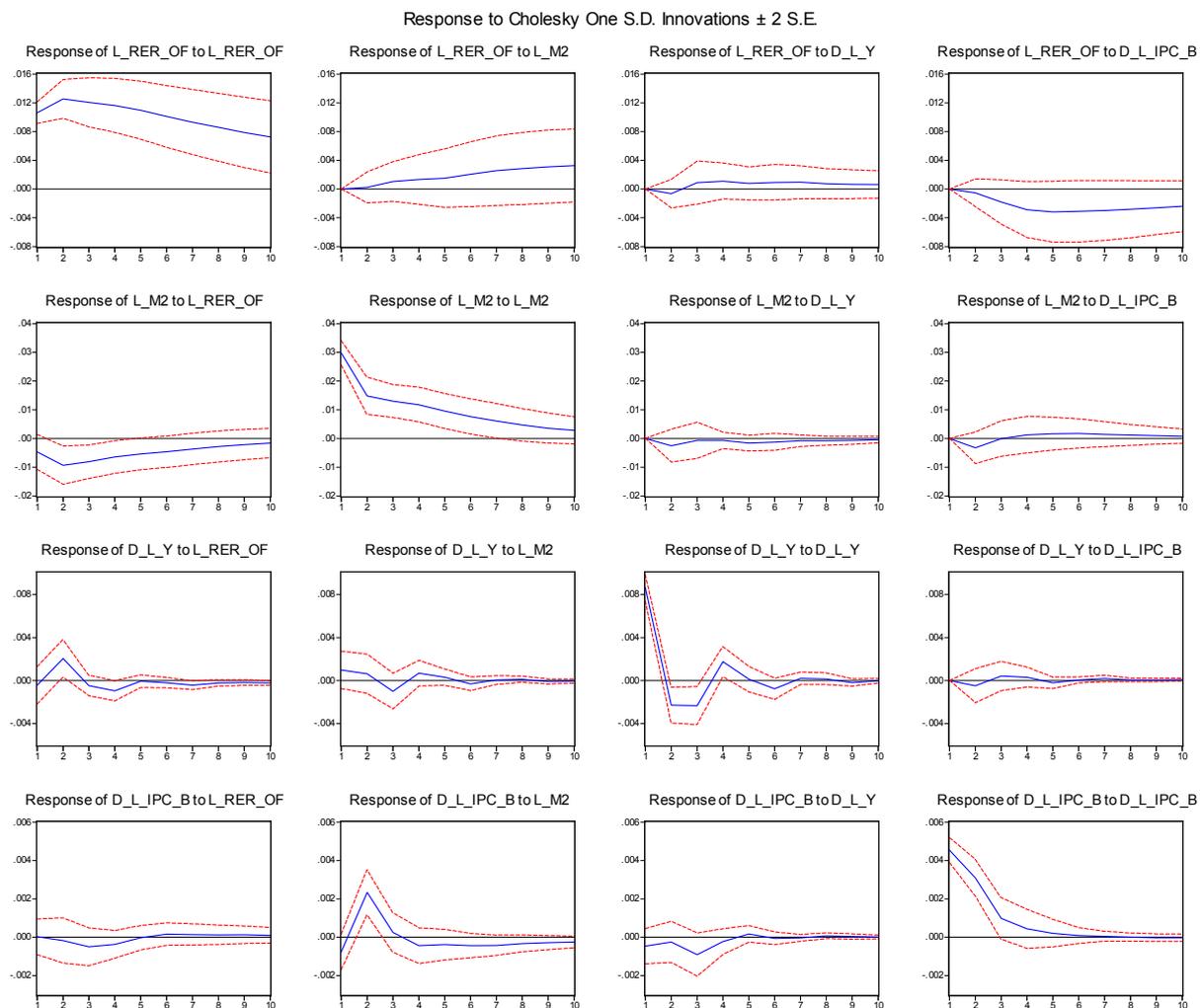
Приложение 3

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Пояснение к переменным: D_Y - ряд сезонно скорректированного индекса выпуска базовых отраслей промышленности в базовой форме в первых разностях. D_IPC – ряд индекса потребительских цен в базовой форме в первых разностях. REF – ставка рефинансирования.

Приложение 4

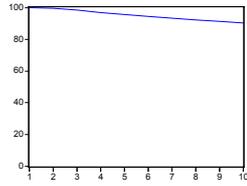


Пояснения к переменным: L_RER_OF – логарифм официального номинального обменного курса, L_M2 – логарифм агрегата M2, D_L_IPC_B – ряд первых разностей логарифма индекса потребительских цен в базовой форме, D_L_Y – ряд первых разностей логарифма выпуска

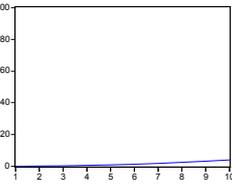
Приложение 5

Variance Decomposition

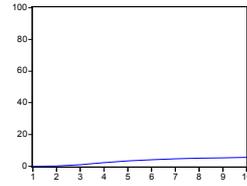
Percent L_RER_OF variance due to L_RER_OF



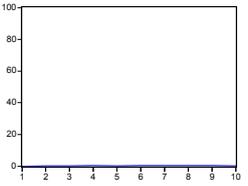
Percent L_RER_OF variance due to L_M2



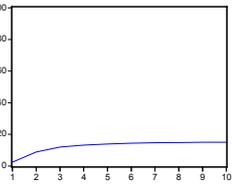
Percent L_RER_OF variance due to D_L_IPC_B



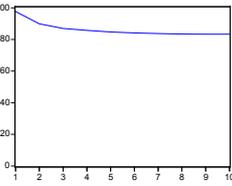
Percent L_RER_OF variance due to D_L_Y



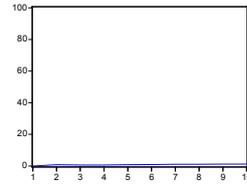
Percent L_M2 variance due to L_RER_OF



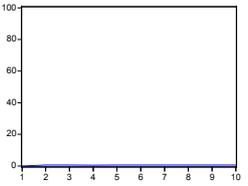
Percent L_M2 variance due to L_M2



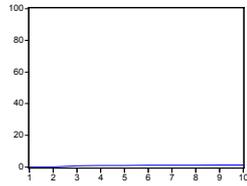
Percent L_M2 variance due to D_L_IPC_B



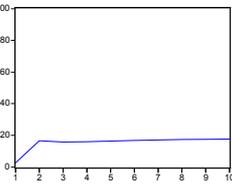
Percent L_M2 variance due to D_L_Y



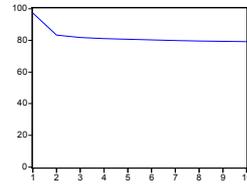
Percent D_L_IPC_B variance due to L_RER_OF



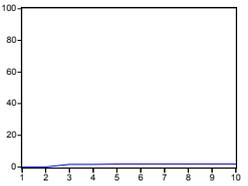
Percent D_L_IPC_B variance due to L_M2



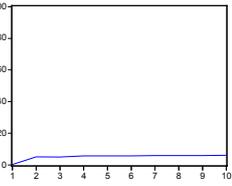
Percent D_L_IPC_B variance due to D_L_IPC_B



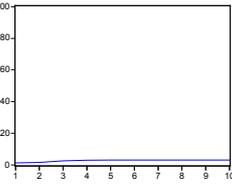
Percent D_L_IPC_B variance due to D_L_Y



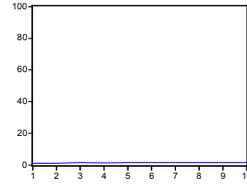
Percent D_L_Y variance due to L_RER_OF



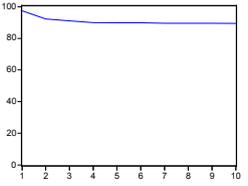
Percent D_L_Y variance due to L_M2



Percent D_L_Y variance due to D_L_IPC_B

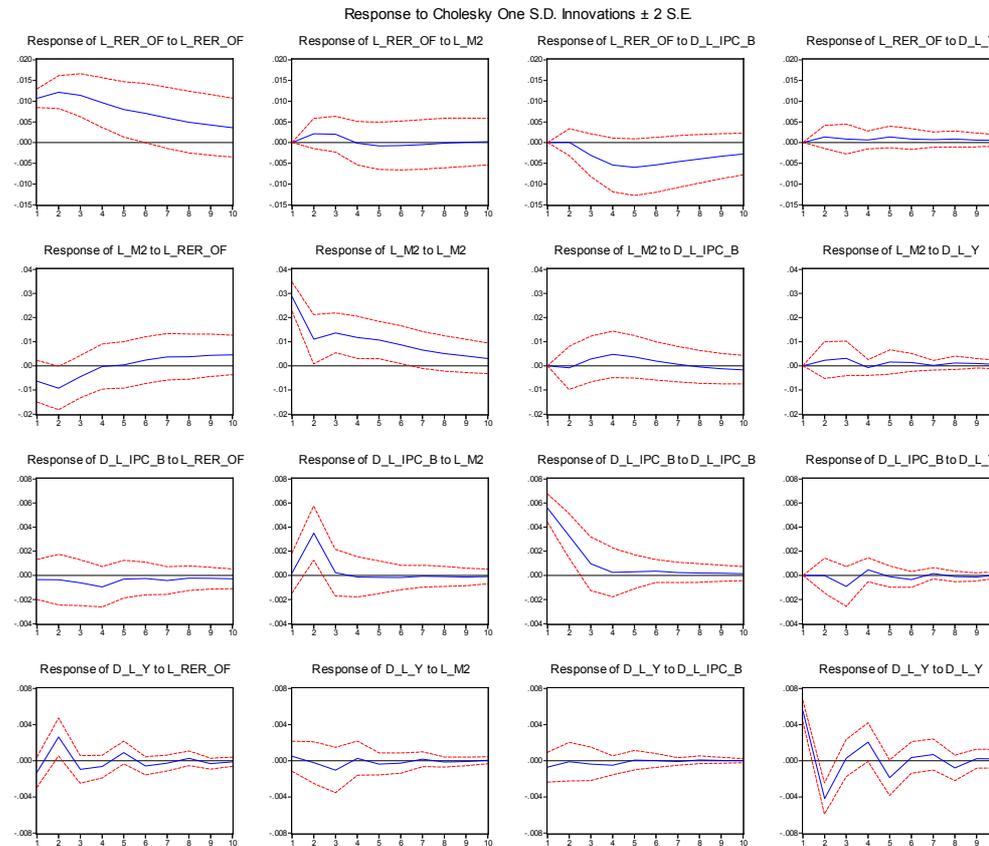
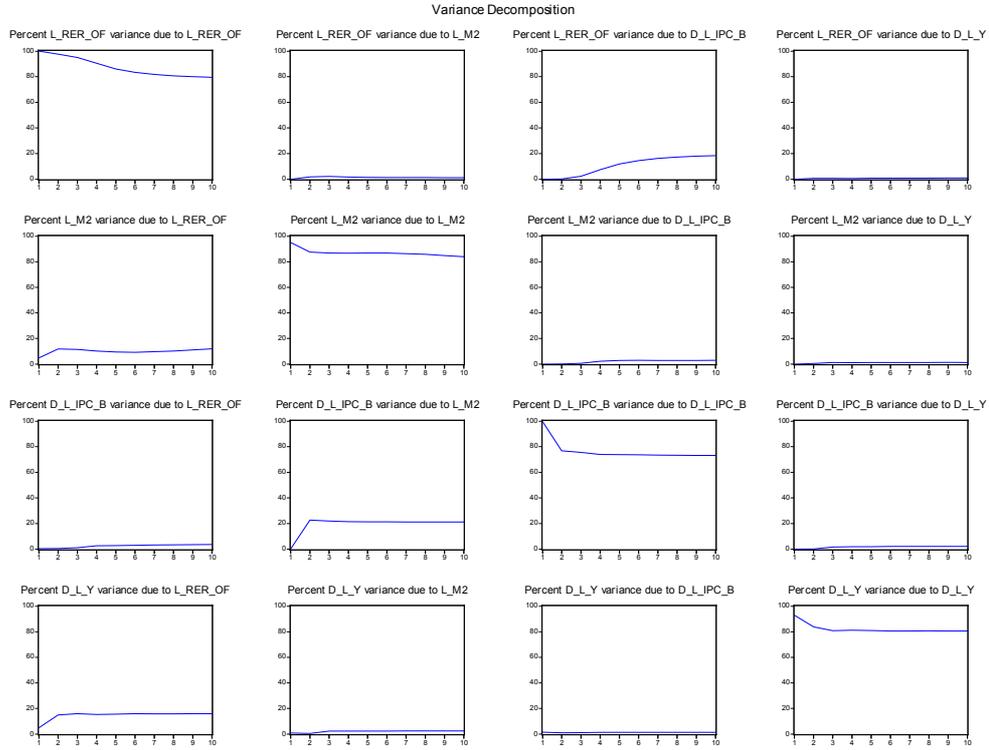


Percent D_L_Y variance due to D_L_Y



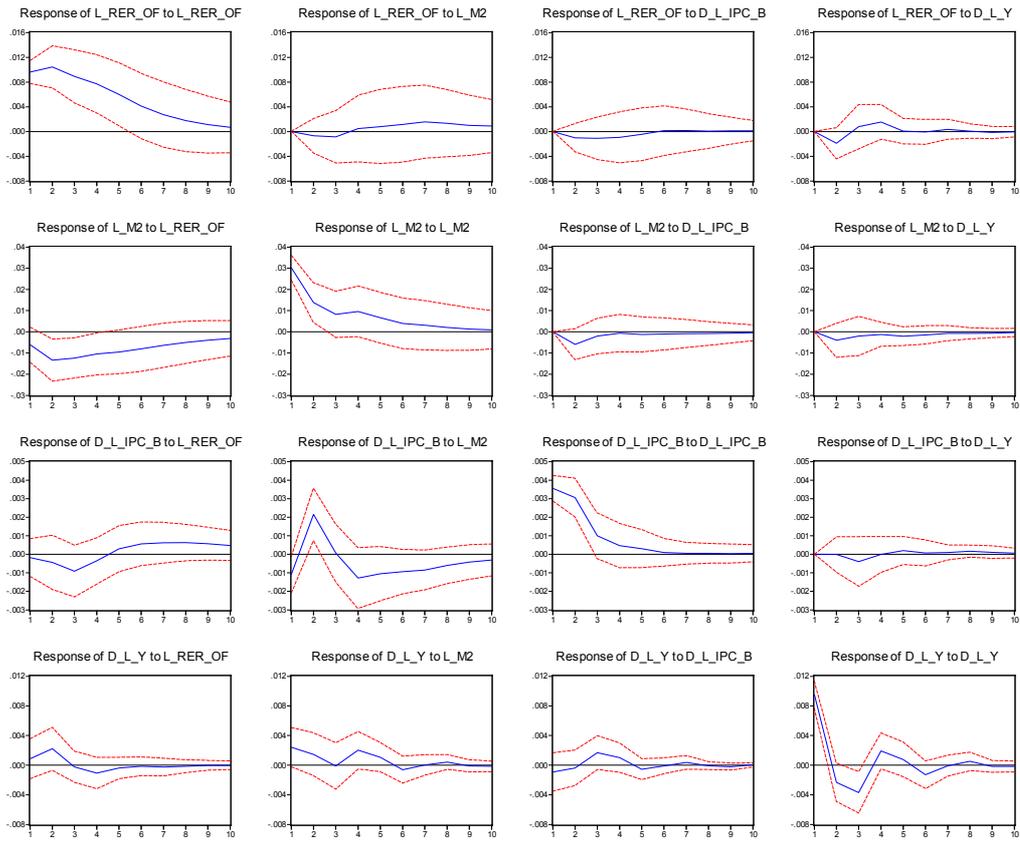
Приложение 6

Оценка VAR на двух подвыборках 01.1999-12.2002



01.2003-12.2007

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Variance Decomposition

