

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ

К.А. Сосунов, О.А. Заиченко, Е.А. Громова

**ЭМПИРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ОПТИМАЛЬНОЙ
МОНЕТАРНОЙ ПОЛИТИКИ В РОССИИ:
НОВЫЙ КЕЙНСИАНСКИЙ ПОДХОД**

Препринт WP12/2009/01

Серия WP12

Научные доклады лаборатории
макроэкономического анализа

Москва
Государственный университет – Высшая школа экономики
2009

С 66 **Сосунов К.А., Заиченко О.А., Громова Е.А. Эмпирический анализ оптимальной монетарной политики в России: новый кейнсианский подход:** Препринт WP12/2009/01. — М.: Государственный университет — Высшая школа экономики, 2009. — 28 с.

Данная работа представляет собой эмпирическую оценку модели общего равновесия нового кейнсианского типа; целью исследования является поиск оптимального монетарного правила для российской экономики. В рамках данной работы были рассмотрены три основные возможные задачи монетарной политики: стабилизация инфляции, сглаживание валютного курса и смешанное правило, когда каждой из двух вышеназванных целей приписываются определенные веса. Результаты проведенного исследования свидетельствуют о том, что наилучшим, с точки зрения максимизации общественного благосостояния, является как раз смешанное правило.

Ключевые слова: оптимальная монетарная политика, инфляционное таргетирование, таргетирование валютного курса

УДК 330.101
ББК 65.012.2

Сосунов К.А. — старший научный сотрудник Лаборатории макроэкономического анализа, доцент кафедры макроэкономического анализа Государственного университета — Высшей школы экономики (ksosunov@nes.ru).

Заиченко О.А. — младший научный сотрудник Лаборатории макроэкономического анализа, преподаватель кафедры макроэкономического анализа Государственного университета — Высшей школы экономики (o.zaichenko@yahoo.com).

Громова Е.А. — стажер-исследователь Лаборатории макроэкономического анализа Государственного университета — Высшей школы экономики.

Препринты Государственного университета — Высшей школы экономики размещаются на сайте <http://new.hse.ru/C3/C18/preprintsID/default.aspx>

© Сосунов К.А., 2009
© Заиченко О.А., 2009
© Громова Е.А., 2009
© Оформление. Издательский дом Государственного университета — Высшей школы экономики, 2009

Введение

В конце XX в. ряд развитых стран и стран с переходной экономикой совершили переход к политике таргетирования инфляции. В настоящий момент вопрос выбора монетарного правила весьма актуален для России. В экономической литературе существует консенсус о том, что хотя в долгосрочном периоде монетарная политика неэффективна, в краткосрочном периоде она может быть использована для достижения различных целей в реальном секторе экономики.

Целью данной работы является поиск оптимального монетарного правила, способствующего улучшению экономической ситуации в России и повышению общественного благосостояния.

Для достижения данной цели на основе квартальных данных была проведена эмпирическая оценка модели общего равновесия нового кейнсианского типа.

Под правилами в своей работе мы подразумеваем основные цели монетарной политики, т. е. мы будем говорить о потенциальной эффективности той или иной задачи, не рассматривая стандартные «инструментальные» правила.

В рамках данной работы были рассмотрены три основные конечные цели: стабилизация инфляции, сглаживание валютного курса и смешанное правило, когда каждой из двух вышеназванных целей приписываются определенные веса. Результаты проведенного исследования свидетельствуют о том, что наилучшим, с точки зрения максимизации общественного благосостояния, является как раз смешанное правило.

Новым и весьма перспективным направлением макроэкономического анализа монетарной политики является разработка и оценка динамических стохастических моделей общего равновесия (DSGE). В основе этого теоретического подхода лежат построенные в неоклассических традициях модели реального делового цикла. Однако при этом современные DSGE-модели дополнены предпосылками о номи-

нальных и реальных жесткостях, т. е. предпосылками, относящимися к новому кейнсианскому направлению. В результате изменение монетарных условий оказывает влияние на реальные переменные. При этом в рамках данного подхода дискреционная политика не может быть оптимальной, так как агенты, имеющие рациональные ожидания, принимают во внимание ожидаемые действия центрального банка, так что эффект подобной политики будет сведен к нулю. Наоборот, политика правил, например, инфляционное таргетирование, помогает скоординировать индивидуальные стратегии поведения и способствует повышению общественного благосостояния.

Большая часть недавних работ, посвященных построению моделей открытых экономик с «липкими» ценами для анализа оптимальной монетарной политики, используют критерии максимизации полезности. Например, в работе Ball (1998) в качестве инструмента монетарной политики в открытой экономике предлагается использовать индекс монетарных условий, что соответствовало принципам проведения кредитно-денежной политики в ряде стран. Однако следует отметить, что активное использование данного индекса на практике привело к негативным последствиям в некоторых ситуациях (см., например, Jonas and Mishkin (2003)), поэтому в более поздних работах этот индекс не используется.

Вообще область применения подобных моделей очень широка. Они используются, например, для анализа эффективности монетарных правил в различных странах при недостаточной международной координации. Примерами подобных работ могут служить Obstfeld and Rogoff (2002) и Benigno and Benigno (2003). В работе Benigno and Benigno (2003) проанализированы условия, при которых политика поддержания ценовой стабильности центральным банком является оптимальной для модели двухстрановой открытой экономики с жесткими ценами и несовершенной конкуренцией. Их результаты говорят о том, что центральные банки в условиях кооперации установят режимы стабилизации уровня цен в обеих странах, только если шоки внутри этих стран сильно коррелированы, в противном случае у каждого из банков есть стимул манипулировать условиями торговли с целью увеличения благосостояния. Единственным исключением в данной ситуации является очень узкая спецификация предпочтений, такая как единичная эластичность замещения внутренних и импортных товаров. Если же оба центральных банка действуют

при отсутствии кооперации, то условия оптимальности политики, направленной на стабильность уровня цен в данных странах, будут еще жестче.

Динамические стохастические модели общего равновесия также успешно применяются с целью выбора оптимального режима валютного курса в зависимости от параметров экономики (Parrado and Velasco (2002)) и превалирующих шоков (Benigno and Benigno (2006) и (Parrado (2004))). В частности, в работе Parrado and Velasco (2002) показано, что если межвременная эластичность замещения в потреблении меньше единицы, то оптимальная валютная политика предусматривает «грязное плавание».

Данная работа написана в рамках третьего направления. Динамические стохастические модели общего равновесия успешно применяются с целью сравнения различных правил монетарной политики с точки зрения их эффективности. В том же ключе написаны работы Svensson (2000), Gali and Monacelli (2005), Parrado (2004).

В статье Svensson (2000) автор сравнивает четыре варианта таргетирования инфляции (жесткое и гибкое таргетирование внутренней инфляции и инфляции, подсчитанной на основе ИПЦ) и два правила Тейлора (для внутренней инфляции и инфляции, подсчитанной на основе ИПЦ). В работе было показано, что гибкое инфляционное таргетирование по сравнению с жестким приводит к меньшей волатильности всех переменных кроме инфляции, в частности, гибкое таргетирование ИПЦ ведет к существенной стабилизации реального валютного курса. Что касается правил Тейлора, то они по построению не включают реакции на шоки иностранного сектора, что может быть необходимо в открытой экономике. Таким образом, в статье отдается предпочтение гибкому инфляционному таргетированию ИПЦ. Однако тот факт, что используемые параметры не были ни оценены, ни откалиброваны, сам автор признает недостатком своей работы. Наше исследование можно считать логическим продолжением работы Svensson (2000), так как мы оцениваем параметры модели на основе российских статистических данных.

В работе Gali and Monacelli (2005) также рассматривается оптимизационная модель малой открытой экономики. Авторы использовали свою модель для сравнения трех альтернативных режимов монетарной политики: правило Тейлора для внутренней инфляции, правило Тейлора для инфляции, подсчитанной на основе ИПЦ, и

Теоретическая модель

привязка номинального валютного курса. Они находят, что политика таргетирования внутренней инфляции, способная достичь одновременной стабилизации внутренних цен и разрыва выпуска, влечет вместе с этим значительно более высокую волатильность валютного курса по сравнению с простым правилом Тейлора и привязкой. Тем не менее привязка порождает большие потери благосостояния, чем правило Тейлора, как раз из-за избыточной гладкости условий торговли. Таким образом, в предпосылке о логарифмической функции полезности и единичной эластичности замещения между внутренними и иностранными товарами режим таргетирования внутренней инфляции является оптимальным, так как он позволяет достичь эффективного равновесия, в то время как оба альтернативных режима приводят к сильному отклонению от него в ответ на различные шоки. Что касается используемых параметров, то они были получены путем калибровки.

В работе Parrado (2004), также основанной на использовании динамической новой кейнсианской модели, делается схожий вывод о том, что таргетирование внутренней инфляции оказывается предпочтительным по отношению к таргетированию ИПЦ для большей части рассмотренных автором спецификаций, при этом гибкое таргетирование превосходит жесткое с точки зрения общественного благосостояния. В данной работе часть параметров (например, параметры функции реакции центрального банка) была оценена автором для чилийской экономики, часть взята по аналогии с другими исследованиями по сходной теме. Тем не менее однозначного вывода о том, какой монетарный режим является оптимальным для Чили, сделано не было.

Также следует отдельно отметить работы Kolmann (2002) и Monacelli (2003). Kolmann (2002) предложил более общую модель малой открытой экономики с несколькими возможными источниками шоков и провел численную оценку благосостояния в условиях различных монетарных режимов. Используя подобную логику, Monacelli (2003) показал, каким образом неполный эффект переноса может приводить к перманентному компромиссному выбору между стабилизацией внутренней инфляции и выпуска. Причем эти выводы не совпадают с теми, которые были получены для моделей закрытой экономики.

В рамках данного раздела была оценена модель открытой экономики нового кейнсианского типа. Оцененная модель совпадает с моделью, представленной в статье Svensson (2000). Основным отличием нашей работы является тот факт, что все используемые параметры модели были эконометрически оценены, а значит, полученные выводы релевантны именно для российской экономики.

Однако желание оценить нужные параметры потребовало введения дополнительных предпосылок, в частности, мы считаем, что все параметры иностранного сектора (а следовательно, и соответствующие ожидания) являются экзогенно заданными.

На основе микроэкономически обоснованных предпосылок были выведены функция совокупного спроса вида и кривая Филлипса нового кейнсианского типа, причем для описания процесса установления цен фирмами используется механизм, предложенный Calvo (1983), так же, как это предлагается, к примеру, в работах Clarida, Gali and Gertler (2001) и Gali and Monacelli (2005).

Совокупный спрос в результате ряда преобразований имеет следующий вид (модель строится в логарифмах)¹:

$$y_{t+1} = \beta_y y_t - \beta_\rho \rho_{t+1|t} + \beta_y^* y_{t+1|t}^* + \beta_q q_{t+1|t} - (\gamma_y^n - \beta_y) y_t^n + \eta_{t+1}^d - \eta_{t+1}^s, \quad (1)$$

где y_t – отклонение выпуска от естественного уровня, q_t – отклонение реального валютного курса от тренда, q_t^* – отклонение выпуска от естественного уровня в стране – торговом партнере, y_t^n – потенциальное значение выпуска (в случае абсолютной гибкости цен), шоки спроса и потенциального выпуска η_t^d и η_t^s – это независимо и одинаково распределенные случайные величины с нулевым средним.

Переменная ρ_t определяется как $\rho_t \equiv \sum_{\tau=0}^{\infty} r_{t+\tau|t}$, где, в свою очередь, $r_t \equiv i_t - \pi_{t+1|t}$, а i_t – номинальная процентная ставка, π_t – внутренняя

¹ Вывод функции совокупного спроса и кривой Филлипса дан в приложении к работе Svensson (1998).

инфляция, рассчитываемая как $\pi_t = \pi_t^c - w(q_t - q_{t-1})$, где π_t^c – инфляция, подсчитанная на основе ИПЦ.

Кривая Филлипса содержит не только инфляционные ожидания и значение инфляции в предыдущем периоде (гибридный вариант кривой), но и реальный курс, что отличает эту спецификацию кривой Филлипса от той, что используется, например, в Gali and Gertler (1999).

$$\pi_{t+2} = \alpha_\pi \pi_{t+1} + (1 - \alpha_\pi) \pi_{t+3|t} + \alpha_y [y_{t+2|t} + \beta_y (y_{t+1} - y_{t+1|t})] - \alpha_q q_{t+2|t} + \varepsilon_{t+2}, \quad (2)$$

где ε_t – шок инфляции, представленный одинаково распределенными случайными величинами с нулевым средним.

В качестве третьего необходимого уравнения мы добавляем общий класс правил монетарной политики, который может быть записан в виде:

$$\lambda \pi_t + (1 - \lambda) \tilde{q}_t = 0, \quad (3)$$

где λ – относительный вес инфляции ($\lambda \in [0, 1]$). Правило $\lambda = 1$ предполагает жесткое таргетирование инфляции, $\lambda = 0$ относится, наоборот, к случаю таргетирования реального курса, $\lambda \in (0, 1)$ соответствует ситуации смешанного правила.

Таким образом, под термином «правило» мы понимаем правило в виде конечных целей. Мы не анализируем популярные в иностранной литературе инструментальные правила, построенные по принципу правила Тейлора. Дело в том, что обычное правило Тейлора не находит в России эмпирического подтверждения, таким образом, нет смысла пытаться моделировать политику с его помощью. Канал процентной ставки является еще очень слабым и плохо подтверждает свое существование эмпирически (Vdovichenko and Voronina (2006)). Однако в настоящее время Банк России в среднесрочной перспективе ставит задачу по «реализации мер, направленных на использование процентной ставки в качестве главного инструмента денежной политики» (Основные направления единой государственной кредитно-денежной политики на 2008 год (2008, с. 6) и, таким образом, веро-

ятно, что в дальнейшем станет возможным анализ подобного типа монетарных правил для экономики России.

Наконец, необходимо ввести критерий, позволяющий сравнивать результаты воздействия различных монетарных правил на экономику. Центральный банк считается беневолентным, и его функция потерь задается как взвешенная сумма дисперсий целевых переменных:

$$E(L_t) = \tau \text{Var}(\pi_t^c) + (1 - \tau) \text{Var}(y_t), \quad \tau \in [0, 1] \quad (4)$$

То есть мы полагаем, что в общем случае конечной целью центрального банка является стабилизация уровня цен и стабилизация выпуска. Также тот факт, что в качестве измерения уровня цен был выбран индекс потребительских цен, а не внутренняя инфляция, говорит о том, что центральный банк не может допустить сильных колебаний валютного курса, что является рациональной предпосылкой для анализа кредитно-денежной политики в России.

Таким образом для каждого значения λ может быть найдено значение функции потерь (при фиксированном τ). Минимальное значение на всем промежутке для каждого τ соответствует оптимальной монетарной политике.

Анализ данных

Модель была оценена по российским квартальным данным за период с 1-го квартала 2000 г. по 4-й квартал 2007 г.

Данные по реальному эффективному валютному курсу были взяты из базы International Financial Statistics Международного валютного фонда, все остальные данные – из различных сборников и обзоров, публикуемых Федеральной службой государственной статистики и Банком России.

Эмпирическая оценка модели проводилась в три этапа. Прежде всего, все временные ряды были скорректированы на сезонность. Стационарность проверялась только для временных рядов, по которым строились регрессии.

На втором этапе были оценены структурные уравнения, описывающие российскую экономику. В результате была получена систе-

ма уравнений динамики инфляции и отклонения выпуска от естественного уровня. На третьем этапе данная система была дополнена монетарным правилом и разрешена. Под решением в данном случае понимается нахождение функций дисперсии выпуска и инфляции, с помощью которых можно оценивать эффективность различных монетарных правил.

Данные по внутренней инфляции были получены в соответствии с уравнением $\pi_t = \pi_t^c - w(q_t - q_{t-1})$, в качестве коэффициента w (доля импортных товаров в ИПЦ) бралось отношение импорта к сумме остальных компонентов внутренних расходов².

С учетом особенностей российской экономики мы считаем не вполне обоснованным использование отклонения номинального курса от среднего для расчета реального курса. Вместо этого мы используем отклонение самого реального курса от его фундаментального значения, тогда как последний рассчитывается аналогично тому, как это было сделано в работе Сосунов, Ушаков (2009). Напомним, что в данной работе реальный валютный курс моделировался с помощью модели коррекции ошибок (ECM); причем тренд для реального валютного курса определялся переменными логарифма цены нефти (LURALS), депозитов правительства в Центральном банке (DEPOS) и отношения торгуемого сектора к ВВП (NTTOY). Однако на рассматриваемом промежутке переменная NTTOY оказалась незначима в коинтеграционном соотношении³. Таким образом мы моделируем фундаментальное значение валютного курса с помощью переменной цены нефти и депозитов правительства. Как тест ранга (Rank test), так и тест максимального собственного значения (Max-eigenvalue test) позволили отвергнуть гипотезу об отсутствии коинтеграционных соотношений как при 5%, так и при 1% уровне значимости. Оба теста не позволили отвергнуть гипотезу о наличии единственного коинтеграционного соотношения (см. Приложение 1).

² Таким образом, в наших расчетах w также незначительно меняется во времени, средняя величина этого показателя за рассматриваемый период составляет 0,26; при расчете внутренней инфляции использовался фактический реальный курс, данные МВФ были преобразованы так, чтобы уменьшение этого показателя означало реальное удорожание валюты.

³ Оценивание проводилось с помощью статистического пакета Eviews. Все файлы с оценками моделей, не вошедшие в Приложения к работе, могут быть высланы авторами по запросу.

Для расчета отклонения выпуска от естественного уровня мы используем две методики, каждая из которых не лишена определенных недостатков. Во-первых, разрыв выпуска был рассчитан как отклонение от тренда, полученного с помощью НР-фильтра. Во-вторых, разрыв выпуска был подсчитан на основе предельных издержек производства по формуле, аналогичной тем, что использовались в работах Gali and Gertler (1999), Neiss and Nelson (2002). Рассмотрим оба метода более подробно.

Выделение тренда методом Ходрика – Прескотта (НР-фильтр) состоит в решении задачи следующего вида:

$$\min_{\tilde{y}_t} \sum_{t=1}^T (y_t - \tilde{y}_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^T \left((\tilde{y}_{t+1} - \tilde{y}_t) - (\tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1}) \right)^2,$$

где y_t – исходный ряд, а \tilde{y}_t – выделяемый тренд. В качестве параметра λ было взято число 1600 (стандартный вариант для квартальных данных). Однако построение тренда таким способом не имеет под собой никакого экономического обоснования. Кроме того, среднее значение разрыва выпуска всегда будет равно нулю, что в реальности имеет место далеко не всегда. Кроме того, результаты, полученные с помощью НР-фильтра, входят в противоречие с работой Durnikova and Oomes (2006), где был использован другой метод. Мы получили, что 2000 г. и начало 2001 г. характеризуются положительным отклонением выпуска от тренда, тогда как в указанной работе сделан вывод об устойчиво отрицательном разрыве выпуска вплоть до конца 2003 г.

Стандартными альтернативами фильтру Ходрика – Прескотта являются подсчет отклонения от детерминированного тренда и подход с точки зрения производственной функции. Однако ни один из них не может быть удачно применен в рамках данного исследования. Отклонение от детерминированного тренда точно так же, как и НР-фильтр, не имеют под собой теоретического обоснования. Кроме того, исследователь никогда не может быть уверен, что выбрал правильную спецификацию линии тренда.

Подход с точки зрения производственной функции невозможен без введения дополнительных предпосылок (на вид производственной функции, например). Кроме того, для применения этого метода необходимы дополнительные показатели, точная оценка которых затруднительна (запас капитала, доля труда и капитала в выпуске,

естественные уровни использования труда и капитала) и, в лучшем случае, возможна только по годовым данным.

Поэтому мы попытались в качестве разрыва выпуска использовать отклонение от среднего логарифма предельных затрат (real unit labor costs). Эта переменная достаточно часто используется вместо разрыва выпуска при анализе кривой Филлипса. Насколько нам известно, наша работа является первой, где была предпринята попытка использовать тот же метод для функции совокупного спроса. Тем не менее, на наш взгляд, для этого нет никаких препятствий, так как в ряде предыдущих работ было показано, что логарифм отклонения выпуска от потенциального уровня и логарифм предельных затрат являются пропорциональными величинами (Gali and Gertler (1999); Neiss and Nelson (2002))⁴. Для получения отклонения выпуска мы воспользовались формулой, предложенной в работе Neiss and Nelson (2002).

Подсчет ряда процентной ставки (ρ) представлял особые трудности, так как в теории это все ожидаемые (вплоть до бесконечности) будущие отклонения реальной процентной ставки от среднего значения. Мы пробовали решить эту проблему двумя способами.

В первом случае мы предположили, что существенными оказываются ожидания только следующего периода. Фактически для подсчета ожидаемой (в момент t) реальной ставки в момент $t + 1$ следующего периода нужна ожидаемая (в момент t) номинальная процентная ставка момента $t + 1$ и ожидаемая инфляция момента $t + 2$. То есть процедура расчета процентной ставки проходила в два этапа. Сначала, применив процедуру Бокса – Дженкинса, мы сделали вывод, что динамика инфляции может быть аппроксимирована уравнением $\hat{\pi}_t = c_1 + c_2\pi_{t-2} + c_3MA(2)$, что позволяет построить ожидания инфляции на момент $t + 2$ в информационном поле периода t . Что касается номинальной ставки процента (нами была использована межбанковская ставка MIBOR), то этот временной ряд имеет свойства случайного блуждания, т. е. ожидаемое значение номинальной процентной ставки есть текущая процентная ставка. Таким образом были получены ожидаемые значения реальной ставки следующего периода.

⁴ В частности, в работе Neiss and Nelson (2002) показано, что при определенных предположках выполнено следующее равенство: $(1 - 1/\sigma - 1/\alpha)(y_t - y_t^*) = -mc_t$, где mc_t – логарифм реальных предельных затрат, а σ и α – параметры функции полезности репрезентативного агента и производственной функции соответственно.

Во втором случае мы воспользовались гипотезой ожиданий, в соответствии с которой $r_t^T = \frac{1}{T} \sum_{\tau=0}^T r_{t+\tau}$. Это значит, что значение ρ может быть аппроксимировано как $\rho_t \approx Tr_t^T$, где r_t^T – долгосрочная процентная ставка со сроком к погашению T . Для подсчета долгосрочной ставки в данном случае были использованы данные о взвешенной доходности по ОФЗ со сроком к погашению больше года.

К сожалению, ни одна из попыток не принесла ожидаемого результата, потому что ни одна из рассмотренных прокси-переменных не оказалось значимой даже при 90%-м уровне значимости.

Лучшим из всех рассмотренных вариантов оказался следующий (в квадратных скобках здесь и далее указаны стандартные ошибки):

$$\hat{y}_t = -0,0029 + \underset{[0,1552]}{0,3893} y_{t-1} + \underset{[0,0376]}{0,0884} \tilde{q}_t, \quad R^2 = 0,61, \quad (5)$$

где \tilde{q}_t обозначает отклонение валютного курса от фундаментальной стоимости; проверка остатков с помощью коррелограммы позволяет признать их белым шумом, статистика Jarque – Bera не позволяет отвергнуть гипотезу об их нормальном распределении. При этом в качестве y был взят разрыв выпуска, полученный с помощью НР-фильтра; все спецификации с разрывом выпуска, построенном на основе предельных затрат, давали противоречащие теории коэффициенты при переменной валютного курса. Временные ряды y_t и \tilde{q}_t можно признать стационарными при 10 и 5%-м уровне значимости соответственно (для проверки использовался ADF-тест).

Оценка Новой кейнсианской кривой Филлипса является сейчас довольно популярной темой исследований. Особый интерес исследователей (как и в нашем случае) вызывает гибридная кривая Филлипса, которая предполагает зависимость текущей инфляции как от ожиданий инфляции, так и ее прошлых значений. Это легко объяснимо при предположении об установлении цен в экономике по Кальво (Calvo (1983)), когда в каждый момент времени лишь часть продавцов меняет цены на свою продукцию, тогда как другая ориентируется на прошлые периоды и оставляет цены неизменными.

Важно также заметить, что даже общий вид гибридной кривой Филлипса различается в разных работах. Прежде всего это различие

проявляется в том, какой показатель используется в качестве показателя экономической активности. Наиболее часто оцениваются следующие варианты:

- с использованием разрыва выпуска (Neiss and Nelson (2002); Arslan (2005)): $\pi_t = \gamma_1 (y_t - y_t^*) + \gamma_2 E_t \{\pi_{t+1}\} + \gamma_3 \pi_{t-1} + \varepsilon_t$;

- с использованием предельных издержек (Gali and Gertler (1999); Gali et al (2005); Guay et al (2002)): $\pi_t = \gamma_1 mc_t + \gamma_2 E_t \{\pi_{t+1}\} + \gamma_3 \pi_{t-1} + \varepsilon_t$.

Насколько нам известно, существует всего одна работа, где в качестве реальной переменной рассматривается реальный валютный курс:

- $\pi_t = \gamma_1 q_t + \gamma_2 E_t \{\pi_{t+1}\} + \gamma_3 \pi_{t-1} + \varepsilon_t$ (Golovan and Zamulin (2007)).

Мы рассматривали все возможные варианты, в том числе и те, которые одновременно содержат отклонение валютного курса и разрыв выпуска в соответствии с уравнением (2). Оценка проводилась с помощью обобщенного метода моментов (Hansen (1982)). Применение этого метода оценивания обусловлено наличием в уравнении впередсмотрящей компоненты, а именно инфляционных ожиданий, построенных, по предположению, рациональным образом. Таким образом, шок инфляции в момент t оказывает влияние на ожидания инфляции периода $t + 1$, следовательно, ошибка оказывается коррелированной с регрессором и МНК в данном случае неприменим. Наилучшим вариантом мы считаем следующий (см. Приложение 2):

$$\hat{\pi}_t = 0,381 E_t \left\{ \pi_{t+1} \right\} + 0,608 \pi_{t-1} + 0,0044 \tilde{q}_t. \quad (6)$$

$\begin{matrix} [0,1175] & & [0,1101] & & [0,0035] \end{matrix}$

В качестве инструментов были взяты второй, третий и четвертый лаги инфляции, а также первый, второй и третий лаги отклонения валютного курса, текущее значение цены на нефть и ее второй и третий лаги⁵. Тест Hansen говорит о значимости выбранных инструментов. Таким образом, данное уравнение можно считать гибридной новой кейнсианской кривой Филлипса для России.

Интересно отметить, что назадсмотрящая компонента доминирует над впередсмотрящей. Наши результаты подтверждаются единственной известной нам работой по России (Golovan and Zamulin (2007)),

⁵ Константа добавляется к числу инструментов автоматически эконометрическим пакетом EViews.

где также доминировала назадсмотрящая компонента. Аналогичные результаты были получены в работах Melihovs and Zasova (2007) для Латвии, Sheibe and Vines (2005) для Китая. Однако в ряде других работ (например, Guay et al. (2002) для Канады, Gali et al. (2005) для США, Plessis and Burger (2006) для ЮАР, Brissimis and Magginas (2008) для Греции и Alendal (2008) для Норвегии), наоборот, впередсмотрящая компонента доминирует над назад смотрящей.

Решение модели

Для разрешения системы уравнений и выбора оптимального целевого правила использовался поиск на сетке.

Прежде всего, система:

$$\begin{cases} y_t = c_0 + c_1 y_{t-1} - c_2 \tilde{q}_t + \varepsilon_{yt} \\ \hat{\pi}_t = b_1 E_t \{\pi_{t+1}\} + b_2 \pi_{t-1} - b_3 \tilde{q}_t + \varepsilon_{\pi t} \\ \lambda \pi_t + (1 - \lambda) \tilde{q}_t = 0 \end{cases}$$

(где $c_0 = -0,0029$, $c_1 = 0,389$, $c_2 = -0,088$, $b_1 = 0,381$, $b_2 = 0,608$, $b_3 = -0,044$, λ принимает значения от 0 до 0,95 с шагом 0,05) записывается в форме пространства состояний (state – space representation):

$$\begin{bmatrix} 1 & c_2 & 0 & 0 \\ 0 & b_3 & 1 & -b_2 \\ 0 & 1 - \lambda & \lambda & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ \tilde{q}_t \\ \pi_t \\ E_t \pi_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ \tilde{q}_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ E_{t-1} \pi_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{\pi t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix} [u_t].$$

То есть в общем виде система выглядит как

$$M_0 y_t = M_1 y_{t-1} + M_2 + M_3 \varepsilon_t + M_4 u_t,$$

$t = 1, \dots, T$, M_2 – вектор констант, ε_t – вектор случайных ошибок, динамика которых задается экзогенно и которые могут быть серийно коррелированы, u_t – ошибка ожиданий, удовлетворяющая условию $E_t u_{t+1} = 0$ для всех t .

Далее мы используем метод Симса для решения линейных моделей с рациональными ожиданиями (Sims (2001)). Этот метод, основанный на декомпозиции матриц с помощью собственных значений, можно рассматривать как расширение обычного метода Бланшара – Кана (Blanchard and Kahn (1980)). В частности, этот метод позволяет исследователю не фиксировать заранее, какие переменные считаются преддетерминированными, это происходит автоматически в соответствии со структурой исходных матриц M_0, M_1, M_2, M_3 .

Описанный метод позволяет получить решение в виде⁶

$$\begin{bmatrix} y_t \\ \tilde{q}_t \\ \pi_t \\ E_t \pi_{t+1} \end{bmatrix} = C + F \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ \tilde{q}_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ E_{t-1} \pi_t \end{bmatrix} + J \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{\pi t} \end{bmatrix},$$

где C , F и J – матрицы коэффициентов размерностью (4×1) , (4×4) и (4×2) соответственно.

Далее при предположении о нормально распределенных шоках была проведена симуляция Монте-Карло и получены дисперсии разрыва выпуска, валютного курса и внутренней инфляции. Наконец, по формуле $\pi_t^c = \pi_t + w(q_t - q_{t-1})$ была рассчитана дисперсия инфляции ИПЦ и найдено значение функции потерь: $E(L_t) = \tau Var(\pi_t^c) + (1 - \tau)Var(y_t)$.

Наша программа предусматривает нахождение решения для 20 различных λ (от 0 до 0,95 с шагом 0,05) и 10 различных τ (от 0 до 1 с ша-

⁶ Для разрешения системы были использованы коды genesys.m, qzdiv.m и qzswitch.m, выложенные в открытом доступе на личной странице профессора Симса. URL: <http://sims.princeton.edu/yftp/gensys/mfiles/>.

гом 0,1)⁷. Для каждого τ решение по λ позволяет сделать вывод о желательности жесткого таргетирования инфляции, валютного курса или смешанного правила. Нахождение решения модели для каждого τ позволяет сделать вывод о робастности полученных выводов к изменению весов инфляции и курса в функции потерь Центрального банка.

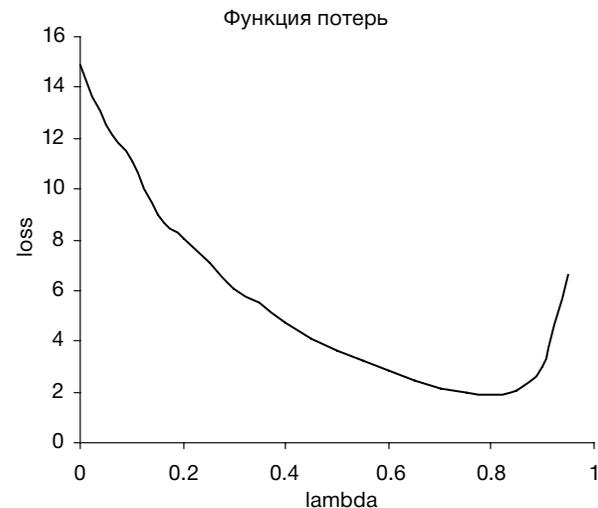


Рис. 1. Функция потерь при $\tau = 0,5$

Мы получили теоретически обоснованные результаты: дисперсия выпуска возрастает по λ , это происходит из-за того, что политика более жесткого контроля над инфляцией проводится ценой увеличения волатильности реального валютного курса, а следовательно, и выпуска. Дисперсия внутренней инфляции, очевидно, уменьшается по λ . Дисперсия инфляции ИПЦ сначала убывает по λ , но после начинает возрастать.

Относительно самой функции потерь необходимо отметить следующее. Оптимальное значение λ , безусловно, зависит от весов инфляции и выпуска, но для всех разумных значений τ оптимум оказывается внутренним, т.е. наилучшим из всех рассмотренных оказывается смешанное правило. Для примера приведен график функции

⁷ Код программы, написанной в среде Matlab, может быть выслан авторами по запросу.

потерь для $\tau = 0,5$ (см. рис. 1). Графики для остальных значений τ могут быть найдены в Приложении 3.

Функция потерь имеет явный минимум в точке, которая соответствует значению $\lambda = 0,8$. Соответственно, при предпосылке о равенстве весов инфляции и курса в функции потерь Центрального банка оптимальное правило, оцененное по российским данным, выглядит следующим образом: $0,8\pi_t + 0,2\tilde{q}_t = 0$.

Таким образом, Банку России следует использовать гибридное монетарное правило для проведения кредитно-денежной политики, но при этом следует больше внимания уделять стабилизации инфляции, нежели стабилизации курса. Сглаживать следует только значительные отклонения курса от его фундаментальной стоимости, в то время как даже относительно небольшие отклонения инфляции от целевого значения должны быть устранены.

Интересно отметить, что значение функции потерь больше при λ , близких к нулю, чем к единице, что говорит о том, что политика узкого инфляционного таргетирования приводит к меньшим дисперсиям целевых переменных, чем политика сдерживания колебаний валютного курса.

Заключение

В условиях жестких цен монетарная политика оказывается эффективной в краткосрочном периоде. При этом не существует единого мнения на счет того, какой именно монетарный режим или монетарное правило является оптимальным. Кредитно-денежная политика требует анализа с учетом особенностей конкретной страны.

В данной работе решалась проблема выбора оптимального монетарного правила для России. Запланированный переход Банка России к инфляционному таргетированию обуславливает актуальность исследований в данной области. Для решения поставленной задачи на основе российских статистических данных были оценены гибридная версия новой кейнсианской кривой Филлипса и кривая совокупного спроса, основанная на микроэкономических предпосылках. На последнем этапе работы полученные кривые были дополнены монетарным правилом, записанным в виде конечных целей, и вся

система была разрешена. Разрешение системы общего равновесия позволило определить оптимальное монетарное правило, т.е. такое, которое ведет к наименьшей взвешенной сумме дисперсий инфляции и выпуска.

Результаты эмпирического анализа позволяют сделать вывод, что наилучшим является смешанное правило, включающее одновременную стабилизацию отклонений курса от его фундаментального значения и внутренней инфляции. При этом большее значение должно уделяться именно стабилизации инфляции, в то время как сглаживать следует только значительные отклонения валютного курса от его фундаментальной стоимости.

В качестве дальнейшего направления исследования было бы интересно показать, с помощью каких инструментов и каким образом Банк России может добиться применения данного монетарного правила, а также проанализировать, остается ли оно робастным в условиях финансового кризиса.

Литература

Основные направления единой государственной кредитно-денежной политики на 2008 г. URL: http://www.cbr.ru/today/publications_reports/.

Сосунов К., Ушаков Н. (2009) Определение реального курса рубля и оценка политики долгосрочного таргетирования реального курса валюты. Препринт WP12/2009/02. М.: Изд. дом Государственного университета – высшей школы экономики, 2009.

Alendal L. (2008) Estimating the New Keynesian Phillips Curve in an Open Economy DSGE Framework (unpublished: URL: http://www.duo.uio.no/publ/okonomisk/2008/78471/alendal_master.pdf).

Arslan M. (2005) Derivation and Estimation of a Phillips Curve with Sticky Prices and Sticky Information. MPRA Paper № 5162.

Ball L. (1998) Policy Rules for Open Economies. NBER Working Paper № 6760.

Benigno G., Benigno B. (2003) Price Stability in Open Economies // Review of Economic Studies. 2003. Vol. 70. Issue 4. P. 743–764.

Benigno G., Benigno B. (2006) Designing targeting rules for international monetary policy coordination // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 50. Issue 3. P. 473–506.

Blanchard O., Kahn C. (1980) The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations // *Econometrica*. Vol. 48. Issue 5. P. 1305–1313.

Brissimis S., Magginas N. (2008) Inflation Forecasts and the New Keynesian Phillips Curve // *International Journal of Central Banking*. Vol. 4. Issue 2. P. 1–22.

Burger R., Du Plessis S. (2006) A New Keynesian Phillips Curve for South Africa // Conference Paper Presented to Macroeconomic Policy Challenges for South Africa Conference: URL: <http://www.reservebankza/internet/Publication.nsf/WCEV/DD97852EDF9BDE164225729D003072CA/?opendocument>.

Calvo G. (1983) Staggered prices in a utility maximizing framework // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 12. Issue 3. P. 383–398.

Clarida R., Gali J., Gertler M. (2001) Optimal Monetary Policy in Open versus Closed Economies: An Integrated Approach // *American Economic Review*. Vol. 91. Issue 2. P. 248–252.

Dynnikova O., Oomes N. (2006) The Utilization-Adjusted Output Gap: Is the Russian Economy Overheating? IMF Working Paper №06/68.

Gali J., Gertler M. (1999) Inflation Dynamics: A structural econometric analysis // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 44. Issue 2. P. 195–222.

Gali J., Gertler M., López-Salido D. (2005) Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 52. Issue 6. P. 1107–1118.

Gali J., Monacelli T. (2005) Optimal Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy // *Review of Economic Studies*. Vol. 72. P. 707–734.

Golovan S., Zamulin O. (2007) A Real Exchange Based Phillips Curve: Paper presented on VIII International Conference “Modernization of Economy and Public Development” held in State University – Higher School of Economics, Moscow.

Guay A., Luger R., Zhu Z. (2002) “The New Phillips Curve in Canada”, Proceedings of a conference held by the Bank of Canada, November 2002, available: URL: http://www.bankofcanada.ca/en/conference/2002/conf2002_nov.html.

Hansen L. (1982) Large sample properties of generalized method of moments estimators // *Econometrica*. Vol. 50. Issue 4. P. 1029–1054.

Jonas J., Mishkin F. (2003) Inflation Targeting in Transition Countries: Experience and Prospects. NBER Working Paper № 9667.

Kollmann R. (2002) Monetary Policy Rules in the Open Economy: Effects on Welfare and Business Cycles // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 49. Issue 5. P. 989–1015.

Melihovs A., Zasova A. Estimation of the Phillips Curve for Latvia // Bank of Latvia working paper №3/2007: URL: http://www.bank.lv/images/img_lb/izdevumi/english/citas/Estimation_Phillips_Curve.pdf.

Monacelli T. (2003) Monetary Policy in a Low Pass-Through Environment // *European Central Bank Working Paper Series*. No. 227.

Neiss K., Nelson E. (2002) Inflation Dynamics, Marginal Cost and the Output Gap: Evidence of Three Countries // *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 37. № 6. P. 1019–1045.

Obstfeld M., Rogoff K. (2002) Global Implications of Self-Oriented National Monetary Rules // *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 117. Issue 2. P. 503–535.

Parrado E. (2004) Inflation Targeting and Exchange Rate Rules in an Open Economy. IMF Working Paper № 04/21.

Parrado E., Velasco A. (2002) Optimal Interest Rate Policy in a Small Open Economy. NBER Working Paper № 8721.

Sims C. (2001) Solving Linear Rational Expectations Models // *Computational Economics* 20. P. 1–20.

Scheibe J., Vines D. (2005) A Phillips Curve for China // *CEPR Discussion Paper* № 4957.

Svensson L. (2000) Open-Economy Inflation Targeting // *Journal of International Economics*. Vol. 50. Issue 1. P. 155–183.

Vdovichenko A., Voronina V. Monetary Policy Rules and their application in Russia // *Research in International Business and Finance*. Vol. 20. Issue 2. P. 145–162.

Приложение 1

Коинтеграционное соотношение для расчета фундаментального курса

Sample(adjusted): 2000:3 2007:4

Included observations: 30 after adjusting endpoints

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: REER LURALS DEPOS

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic
None **	0.618859	43.73413
At most 1	0.372529	14.79656
At most 2	0.026795	0.814822

() denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic
None **	0.618859	28.93758
At most 1	0.372529	13.98173
At most 2	0.026795	0.814822

() denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=1):

REER	LURALS	DEPOS
-8.951608	-8.756429	2.348487
-50.41138	11.90649	-11.49614
2.568237	-3.94267	0.855953

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(REER)	0.012589	0.004781
D(LURALS)	0.034379	-0.029932
D(DEPOS)	-0.023196	0.024771

1 Cointegrating Equation(s):

Log likelihood

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

REER	LURALS	DEPOS
1	0.978196	-0.262354
	(0.19705)	(0.07598)

Приложение 2

а) Функция совокупного спроса

Dependent Variable: Y1

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2007:4

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002922	0.003934	-0.74291	0.4637
Y1(-1)	0.389316	0.155154	2.509226	0.0182
MIS1	0.088439	0.037625	2.350527	0.026

R-squared	0.608452	Mean dependent var	-0.00315
Adjusted R-squared	0.580484	S.D. dependent var	0.033712
S.E. of regression	0.021835	Akaike info criterion	-4.71884
Sum squared resid	0.013349	Schwarz criterion	-4.58007
Log likelihood	76.14205	F-statistic	21.75552
Durbin-Watson stat	1.876698	Prob(F-statistic)	0.000002

б) Кривая Филлипса

Dependent Variable: INFL

Method: Generalized Method of Moments

Sample(adjusted): 2001:2 2007:3

Included observations: 26 after adjusting endpoints

Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (2), No prewhitening

Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration

Convergence achieved after: 19 weight matrices, 20 total coef iterations

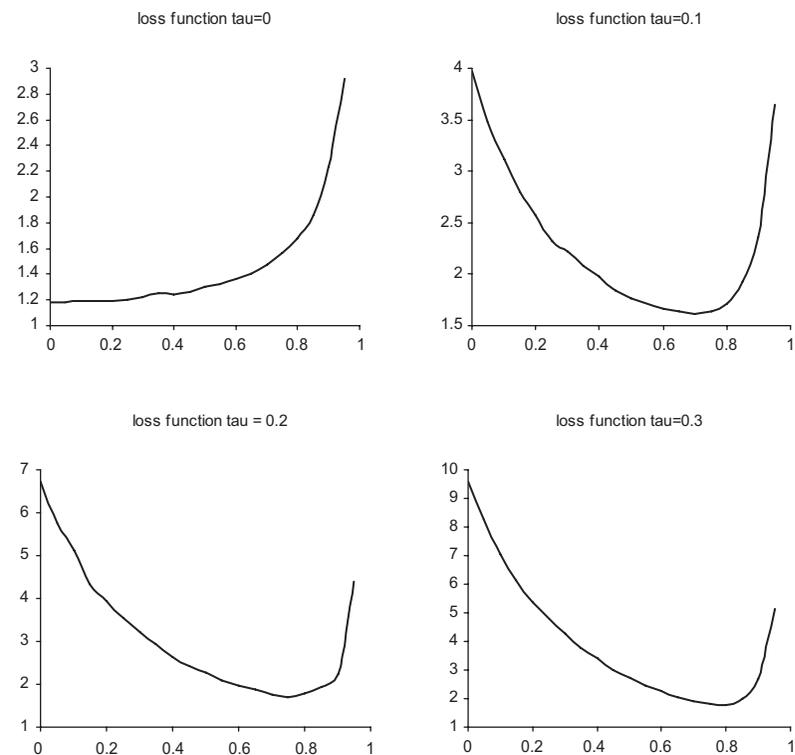
Instrument list: INFL(-2) INFL(-3) INFL(-4) MIS1(-1) MIS1(-2)

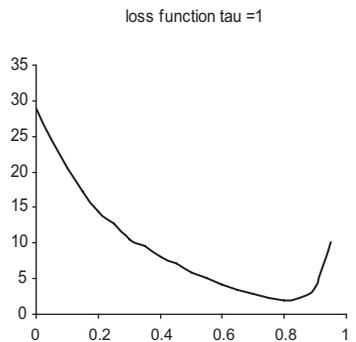
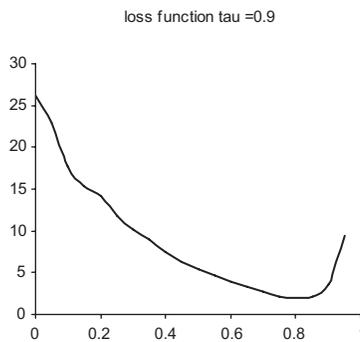
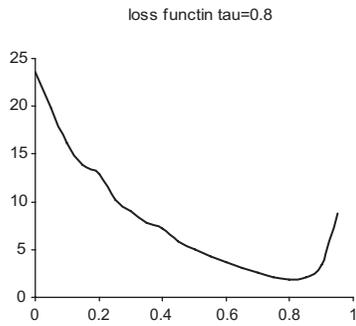
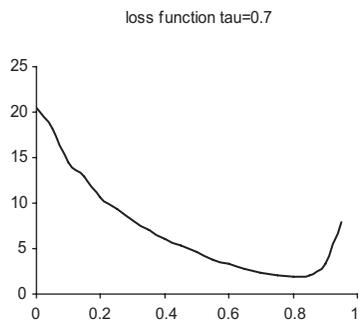
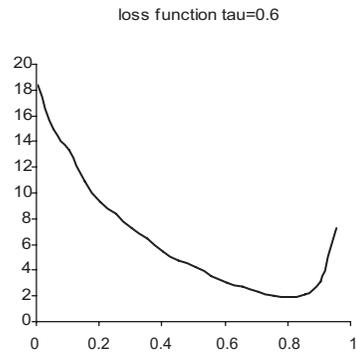
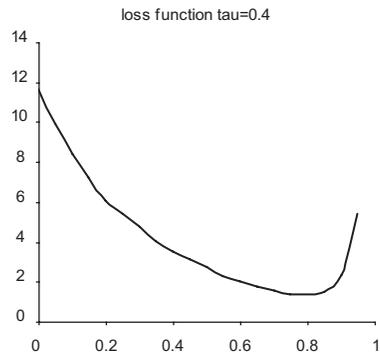
MIS1(-3) URALS URALS(-1) URALS(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFL(-1)	0.608039	0.110085	5.523367	0.000000
INFL(1)	0.381066	0.117482	3.243619	0.003600
MIS1	0.004434	0.003509	1.263646	0.219000

R-squared	0.179629	Mean dependent var	0.033093
Adjusted R-squared	0.108292	S.D. dependent var	0.011074
S.E. of regression	0.010457	Sum squared resid	0.002515
Durbin-Watson stat	2.558637	J-statistic	0.184891

Приложение 3 Функции потерь для различных значений τ





Препринт WP12/2009/01
Серия WP12
«Научные доклады лаборатории макроэкономического анализа»

К.А. Сосунов, О.А. Заиченко, Е.А. Громова
**Эмпирический анализ оптимальной монетарной политики
в России: новый кейнсианский подход**

Публикуется в авторской редакции

Выпускающий редактор *А.В. Заиченко*
Технический редактор *Ю.Н. Петрина*

ЛР № 020832 от 15 октября 1993 г.
Отпечатано в типографии Государственного университета –
Высшей школы экономики с представленного оригинал-макета.
Формат 60×84 1/16. Бумага офсетная. Тираж 150 экз. Уч.-изд. л. 1,7.
Усл. печ. л. 1,6. Заказ № . Изд. № 1104

Государственный университет – Высшая школа экономики.
125319, Москва, Кочновский проезд, 3
Типография Государственного университета – Высшей школы экономики.
125319, Москва, Кочновский проезд, 3
Тел.: (495) 772-95-71; 772-95-73

Для заметок
