

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ

Н.П. Новикова, Е.С. Калашникова

**МОНЕТАРНАЯ ПОЛИТИКА И ВРЕМЕННАЯ
СТРУКТУРА ПРОЦЕНТНЫХ СТАВОК
В МАЛОЙ ОТКРЫТОЙ ЭКОНОМИКЕ**

Препринт WP12/2009/03

Серия WP12

Научные доклады лаборатории
макроэкономического анализа

Москва
Государственный университет – Высшая школа экономики
2009

Н 73 Новикова Н.П., Калашникова Е.С. **Монетарная политика и временная структура процентных ставок в малой открытой экономике**: Препринт WP12/2009/03. — М.: Государственный университет – Высшая школа экономики, 2009. — 32 с.

Исследование посвящено анализу воздействия макроэкономических шоков на временную структуру процентных ставок при различных монетарных режимах. Рассматривается модель малой открытой экономики, в которой равновесие на товарном рынке определяется ожидаемой долгосрочной реальной ставкой процента, в то время как равновесие денежного рынка регулируется центральным банком, устанавливающим краткосрочную номинальную ставку процента. Исходя из гипотезы чистых ожиданий проведен анализ реакции долгосрочной ставки процента на изменение ключевой ставки центрального банка в зависимости от типа макроэкономического шока и модели поведения денежных властей. Анализ показал, что реакция кривой доходности на изменения макроэкономических условий зависит от параметров функции потерь центрального банка и типа шока, воздействующего на экономику. Направление движения краткосрочной и долгосрочной ставок может не совпадать даже при наличии у экономических агентов полной и достоверной информации об экономике, типе шока и поведении денежных властей.

УДК 330.101
ББК 65.012.2

Препринты Государственного университета – Высшей школы экономики размещаются по адресу: <http://new.hse.ru/C3/C18/preprintsID/default.aspx>

© Новикова Н.П., 2009
© Калашникова Е.С., 2009
© Оформление. Издательский дом
Государственного университета –
Высшей школы экономики, 2009

Факторы, определяющие динамику временной структуры процентных ставок, долгое время являются предметом изучения различных участников финансовых рынков, как рядовых игроков, так и агентов, ответственных за проведение экономической политики. Теоретические и эмпирические исследования сходятся на том, что кривая доходности отражает ожидания агентов относительно будущих уровней процентных ставок, темпов инфляции, циклов деловой активности и т.д. В то время как краткосрочная ставка процента практически напрямую устанавливается центральным банком, динамика ставок на прочих участках кривой доходности определяется условием отсутствия арбитража между долгосрочными и краткосрочными ставками и должна учитывать ожидаемую динамику краткосрочных ставок, а значит и реакцию центрального банка на изменение макроэкономических условий. Следовательно, движение кривой доходности в ответ на макроэкономические шоки зависит не только от структуры экономики, но и от режима монетарной политики и представлений экономических агентов о модели поведения денежных властей.

Настоящее исследование посвящено анализу воздействия макроэкономических шоков на временную структуру процентных ставок при различных монетарных режимах в малой открытой экономике. Мы остановимся на нескольких вопросах. Во-первых, как внутренние и внешние макроэкономические шоки отражаются на кривой доходности (т.е. как тот или иной шок отражается на ключевой ставке центрального банка и как реакция долгосрочной ставки процента на изменение ключевой ставки зависит от типа шока, воздействующего на экономику). Во-вторых, как реакция кривой доходности на макроэкономические шоки зависит от выбора весов инфляции и выпуска в его функции потерь центрального банка.

Наличие сильной взаимосвязи между уровнем процентных ставок и макроэкономическими показателями подтверждается многочисленными эмпирическими исследованиями. Например, результаты, полученные Evans, Marshall (2006) на основе анализа векторной авторегрессии, свидетельствуют о существовании прочного, устойчи-

вого и статистически значимого влияния макроэкономических переменных на уровень кривой доходности. В свою очередь, Diebold, Rudebusch, Aruoba (2006), Ang, Piazzesi (2003) показали, что учет индикаторов инфляционных ожиданий, реальной экономической активности и монетарных условий при построении стохастических моделей кривых доходности позволяет существенно повысить качество прогнозов по сравнению с финансовыми моделями временной структуры процентных ставок, включающими только неявные факторы. Однако, как отмечают Diebold, Piazzesi, Rodebush (2005), несмотря на то что финансовые модели временной структуры процентных ставок могут дать хорошее статистическое описание кривой доходности, они не в состоянии пролить свет на природу экономических процессов, обуславливающих движение кривой доходности. В работе Rudebusch, Wu (2004) аффинная модель кривой доходности была дополнена структурными уравнениями, описывающими динамику макроэкономических переменных, и функцией реакции денежных властей, что позволило обосновать экономическую интерпретацию неявных факторов в модели и рассмотреть реакцию кривой доходности на шоки выпуска и инфляции.

Анализ влияния шоков монетарной и фискальной политик на временную структуру процентных ставок в рамках макроэкономического подхода зачастую базируется на упрощенной интерпретации кривой доходности, выделяя только краткосрочную и долгосрочную ставки процента. Turnovsky (1989), Blanchard (1981) показали, что в условиях, когда равновесие товарного рынка определяется долгосрочной реальной ставкой процента, а равновесие денежного рынка — номинальной краткосрочной ставкой, макроэкономическая политика может оказывать различное влияние на уровень долгосрочной и краткосрочной ставок. Эффект зависит от того, насколько изменение инструментальной переменной той или иной политики (например, объема денежной массы) было неожиданным и протяженным во времени. Однако в указанных работах отсутствует модель поведения органов, проводящих политику, и рассматриваются только экзогенные изменения инструментальных переменных, т.е. отсутствует возможность выделить причину этих изменений.

В свою очередь, Walsh (2003) приводит обзор моделей, в которых чувствительность кривой доходности к изменению макроэкономических условий зависит от процедуры изменения денежного пред-

ложения. Введение функции реакции центрального банка позволяет проанализировать реакцию ключевой ставки на различные макроэкономические шоки в зависимости от весов выпуска и инфляции в заданном монетарном правиле. Так, например, рост веса выпуска в функции реакции центрального банка приводит к усилению реакции краткосрочной ставки на шоки выпуска в начальный момент времени и ее ускоренному возвращению к нейтральному уровню. Соответственно, изменяется и реакция долгосрочной ставки. Схожее заключение делает Kotlan (2002) на основе результатов симуляции модели малой открытой экономики. Он показывает, что прогнозная сила спреда между долгосрочной и краткосрочной ставками определяется не столько структурой экономики, сколько поведением денежных властей.

Учет поведения центрального банка при моделировании ставок позволяет также разграничить экзогенные и эндогенные факторы, влияющие на монетарную политику. Ellingsen, Soderstrom (2001) дополнили базовую модель закрытой экономики функцией потерь центрального банка и временной структурой процентных ставок, которая формируется в соответствии с гипотезой ожиданий как результат ожиданий экономических агентов относительно поведения краткосрочной ставки процента. Анализ Ellingsen, Soderstrom показывает, что влияние монетарной политики на динамику кривой доходности зависит от объема информации, доступной экономическим агентам, и типа изменений в монетарной политике — эндогенного или экзогенного. В условиях полной информации любой шок приводит к однонаправленному движению краткосрочной и долгосрочной ставок. В случае, когда рядовые участники рынка обладают неполной информацией о типе шока и предпочтениях центрального банка, движение долгосрочной и краткосрочной ставок будет однонаправленным, если изменения в монетарной политике интерпретируются участниками рынка как эндогенные (т.е. вызваны новыми экономическими условиями при заданной целевой функции центрального банка). Движение долгосрочной и краткосрочной ставок будут разнонаправленным, если изменения монетарной политики интерпретируются участниками рынка как экзогенные (т.е. обусловлены сменой предпочтений центрального банка).

В данной работе мы рассмотрим влияние шоков внутреннего и внешнего рынков в условиях полной информации. Рассматривается

модель открытой экономики, в которой равновесие денежного рынка регулируется центральным банком, устанавливающим краткосрочную номинальную ставку процента. В отличие от Ellingsen, Soderstrom (2001), равновесие товарного рынка определяется ожидаемой долгосрочной реальной процентной ставкой. Режим монетарной политики описывается функцией потерь центрального банка, который решает задачу оптимизации и выбирает значение ключевой ставки в ответ на отклонения выпуска и инфляции от целевых значений с учетом сглаживания колебаний ключевой ставки. Наблюдая реализацию шока и используя имеющуюся информацию о структуре экономики и функции потерь центрального банка, экономические агенты строят свои ожидания динамики ключевой ставки процента. В результате действие шока переносится участниками рынка на временную структуру процентных ставок с учетом ожидаемого оптимального поведения центрального банка.

Исследование построено следующим образом. В первой и второй частях приводятся описание и подход к решению используемой модели (упрощенная версия модели малой открытой экономики, представленной в Svensson (2000)). Третья часть посвящена описанию совместной динамики краткосрочной и долгосрочной ставок и анализу полученных результатов.

1. Модель

Анализ влияния макроэкономических шоков на временную структуру процентных ставок строится на упрощенной версии модели малой открытой экономики, представленной в Svensson (2000). Модель состоит из двух блоков. Первый включает уравнения, описывающие основные макроэкономические переменные и динамику экзогенных переменных. Во втором блоке задается поведение органа монетарной политики, которое описывается функцией потерь центрального банка. Все переменные модели представляют собой отклонения от долгосрочного постоянного тренда или целевого уровня.

Агрегированное предложение (кривая Филлипса). Уравнение (1) описывает процесс приспособления инфляции. Кривая Филлипса схожа с моделью инфляции Fuhrer, Mooge (1995a), где текущий уровень ин-

фляции зависит как от уровня предыдущего периода, так и от ожидаемого уровня инфляции в следующий период. Как показано в Svensson (1998)¹, уравнение (1) может быть получено в результате линейной аппроксимации агрегированной функции предложения при предположении инерционности инфляционного процесса. Включение предыдущего уровня инфляции отражает замедленную реакцию уровня инфляции на изменение инфляционных ожиданий, обусловленную издержками приспособления. Используемая нами модель формирования инфляции также учитывает прямой эффект изменения реального валютного курса. Обесценение национальной валюты приводит к удорожанию иностранных товаров (как импортируемых промежуточных товаров, так и товаров-субститутов), что, в свою очередь, стимулирует рост внутренних цен.

$$\pi_{t+1} = \alpha_{\pi} \pi_t + (1 - \alpha_{\pi}) \pi_{t+2/t+1} + \alpha_y y_{t+1} + \alpha_q q_{t+1} + \varepsilon_{t+1}, \quad (1)$$

где π_t – внутренний уровень инфляции (отклонение от постоянного целевого уровня);

$\pi_{t+\tau/t}$ – ожидаемый уровень инфляции в период $t + \tau$, с учетом информации, доступной в момент времени t ;

y_t – логарифм разрыва выпуска;

q_t – логарифм реального обменного курса (рост означает девальвацию);

ε_t – шок издержек в момент времени t , случайная величина с нулевым математическим ожиданием и дисперсией, равной σ_{ε}^2 .

Уравнение (2) задает функцию *совокупного спроса*.

$$y_{t+1} = \beta_y y_t - \beta_R R_{t+1/t} + \beta_y^f y_{t+1/t}^f + \beta_q q_{t+1/t} + \eta_{t+1}, \quad (2)$$

где R_t – показатель реальной долгосрочной ставки процента (см. уравнение (3));

y_t^f – логарифм реального уровня выпуска за рубежом (см. уравнение (8));

η_t – шок спроса в момент времени t , случайная величина с нулевым математическим ожиданием и дисперсией, равной σ_{η}^2 .

¹ В отличие от модели, представленной в Svensson (1998, 2000), мы не используем предположение о предопределенности инфляции на два периода вперед.

Логарифм разрыва выпуска в реальном выражении является предопределенной переменной. Его уровень формируется исходя из предыдущего значения и частично подстраивается с учетом ожидаемых значений уровня выпуска за рубежом, реального обменного курса и показателя долгосрочной реальной ставки процента. В то время как уровень выпуска за рубежом и реальный обменный курс отражают чистый спрос со стороны внешнего сектора, долгосрочная реальная ставка процента является фактором формирования уровня внутренних расходов.

В данной модели в качестве показателя реальной долгосрочной ставки процента используется сумма текущего и ожидаемых будущих уровней реальной краткосрочной ставки процента²:

$$R_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} r_{t+\tau/t}, \quad (3)$$

где $r_{t+\tau/t}$ — ожидаемая краткосрочная реальная ставка процента.

Соответственно, ожидаемый уровень долгосрочной реальной ставки процента равен $R_{t+1/t} = R_t + \pi_{t+1/t} - i_t$, где i_t — краткосрочная номинальная ставка процента (ключевая ставка центрального банка).

Внутренние краткосрочные номинальная (i) и реальная (r) ставки процента связаны следующим уравнением:

$$i_t = r_t + \pi_{t+1/t}. \quad (4)$$

Показатель *долгосрочной номинальной ставки процента* строится по аналогии с уравнением (3) как сумма текущего и будущих отклонений краткосрочных номинальных ставок от равновесного уровня³:

$$I_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} i_{t+\tau/t} = i_t + I_{t+1/t}. \quad (5)$$

Непокрытый паритет процентных ставок. Пусть s_t — логарифм номинального обменного курса, который определяется исходя из непокрытого паритета процентных ставок $i_t - i_t^f = s_{t+1/t} - s_t + \varphi_t$, где φ_t — показатель премии за риск на валютном рынке (задается уравнением (9)). Тогда условие непокрытого паритета процентных ставок для реального обменного курса, который определяется уравнением $q_t \equiv s_t + \pi_t^f - \pi_t$, может быть записано как

$$q_{t+1/t} = q_t + i_t - \pi_{t+1/t} - i_t^f + \pi_{t+1/t}^f - \varphi_t, \quad (6)$$

где i_t^f — краткосрочная номинальная ставка процента за рубежом (см. уравнение (10));

π_t^f — уровень инфляции за рубежом (см. уравнение (7)).

Динамика *экзогенных переменных* (темпа инфляции за рубежом, выпуска за рубежом, премии за риск на валютном рынке и мировой ставки процента) задается уравнениями (7)–(10):

$$\pi_{t+1}^f = \gamma_{\pi}^f \pi_t^f + \varepsilon_{t+1}^{\pi}, \quad (7)$$

$$y_{t+1}^f = \gamma_y^f y_t^f + \eta_{t+1}^y, \quad (8)$$

$$\varphi_{t+1} = \gamma_{\varphi} \varphi_t + \varepsilon_{t+1}^{\varphi}, \quad (9)$$

$$i_{t+1}^f = \gamma_{i^f}^f i_t^f + \eta_{t+1}^{i^f}. \quad (10)$$

Поведение денежных властей описывается задачей минимизации *межвременной функции потерь* центрального банка $E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^{\tau} L_{t+\tau}$, где δ —

дисконтирующий множитель, а L_t — линейная комбинация квадратов отклонений выбранных показателей от своих целевых значений в момент времени t . В настоящей работе в качестве аргументов функции потерь центрального банка мы рассмотрим такой показатель ин-

² Микроэкономическое обоснование данного вида функции совокупного спроса и показателя реальной долгосрочной ставки процента представлено в Svensson (1998). В отличие от модели, представленной в Svensson (1998, 2000), здесь не учитывается динамика потенциального уровня выпуска.

³ Можно показать, что оценки долгосрочных ставок из уравнений (3) и (5) соответствует гипотезе чистых ожиданий с точностью до положительного множителя. В свою очередь, использование гипотезы чистых ожиданий может быть оправдано включением в модель функций, описывающих поведение центрального банка. Fuhreg (1996) показал, что учет изменений ожиданий участников рынка относительно проводимой монетарной политики позволяет в значительной мере устранить расхождения между уровнями долгосрочных ставок процента, наблюдаемыми на рынке, и уровнями ставок, рассчитанными на основе чистой гипотезы.

⁴ Альтернативной предпосылкой динамики мировой ставки процента могло бы стать правило Тейлора, определяющее краткосрочную номинальную ставку процента за рубежом как линейную функцию от соответствующих темпа инфляции и выпуска (Svensson (2000)).

фляции, как темп прироста индекса потребительских цен, уровень выпуска и показатель, отражающий сглаживание динамики ключевой ставки процента⁵. Таким образом, в общем случае однопериодная функция потерь L_t имеет следующий вид:

$$L_t = \mu_\pi^c \pi_t^{c2} + \mu_y y_t^2 + \mu_i (i_t - i_{t-1})^2, \quad (11)$$

где π_t^c – темп прироста индекса потребительских цен (ИПЦ), рассчитываемый как средневзвешенное (с учетом доли импортируемых товаров в ИПЦ – ω) темпов инфляции внутри страны и за рубежом:

$$\pi_t^c = (1 - \omega)\pi_t + \omega(\pi_t^f + s_t - s_{t-1}) = \pi_t + \omega(q_t - q_{t-1}). \quad (12)$$

Выбор весов μ_π^c , μ_y , μ_i определяет значимость того или иного показателя для центрального банка, задача которого состоит в выборе значения инструментальной переменной (номинальной краткосрочной ставки процента) для заданной модели экономики и состояния системы.

Влияние монетарной политики на инфляцию в модели определяется несколькими каналами. Во-первых, уровень номинальной процентной ставки оказывает влияние на ожидаемую величину показателя реальной долгосрочной ставки процента, которая участвует в формировании разрыва выпуска и, соответственно, инфляции следующего периода. Во-вторых, изменение ключевой ставки центрального банка отражается на величине обменного курса, что, помимо воздействия на уровень выпуска, непосредственно влияет на уровень внутренней инфляции и инфляции, измеряемой ИПЦ. Наконец, включение в модель впередсмотрящих переменных усиливает роль ожиданий при проведении монетарной политики.

2. Решение модели

Описанная выше модель сводится к задаче оптимального контроля с впередсмотрящими переменными в условиях рациональных ожи-

⁵ В соответствии с Evans, Marshall (2006) в отсутствие сглаживания краткосрочных ставок реакция процентных ставок на макроэкономические шоки становится слабовыраженной.

даний. Для того чтобы определить функцию реакции центрального банка для заданного набора весов μ_π^c , μ_y , μ_i , опишем нашу динамическую модель в пространстве состояний. Пусть X_t – вектор предопределенных переменных, x_t – вектор впередсмотрящих переменных, Y_t – вектор аргументов функции потерь, u_t – вектор инструментальных переменных, v_t – вектор инноваций (экзогенных шоков) в уравнениях для предопределенных переменных.

Для случая, когда инструментом монетарной политики является номинальная краткосрочная процентная ставка, соответствующие векторы имеют следующий вид:

$$X_t = (\pi_t, y_t, \pi_t^f, i_t^f, \varphi_t, q_{t-1}, i_{t-1})',$$

$$Y_t = (\pi_t^c, y_t, i_t - i_{t-1})',$$

$$x_t^j = (q_t, R_t, \pi_{t+1/t}, I_t)',$$

$$u_t = (i_t),$$

$$v_t = (\varepsilon_t, \eta_t^d, \varepsilon_t^f, \eta_t^f, \eta_t^f, \varepsilon_t^v, 0, 0)'. \quad (13)$$

Запишем модель в матричном виде:

$$\begin{bmatrix} X_{t+1} \\ x_{t+1/t} \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} X_t \\ x_t \end{bmatrix} + B u_t + \begin{bmatrix} v_{t+1} \\ 0 \end{bmatrix}, \quad (13)$$

$$Y_t = C^x \begin{bmatrix} X_t \\ x_t \end{bmatrix} + C^u u_t, \quad (14)$$

$$L_t = Y_t' K Y_t. \quad (15)$$

Матрицы A , B , C^x , C^u , K приведены в Приложении 1. Система (13) описывает динамическую модель экономики. Уравнения (14)–(15) задают однопериодную функцию потерь центрального банка, в которой матрица K – диагональная матрица соответствующей размерности с главной диагональю, состоящей из весов при целевых показателях в функции потерь. Задачей центрального банка является выбор значений вектора инструментальных переменных u_t таким

образом, чтобы минимизировать ожидаемую в момент времени t сумму приведенных значений функции потерь в будущем при условии (13).

Мы рассмотрим решение системы для случая дискреционной политики, когда центральный банк не имеет возможности обеспечить точное выполнение своих обязательств и в начале каждого периода заново решает задачу оптимизации. В этом случае ожидания экономических агентов будут сформированы независимо от политики, объявленной центральным банком в момент времени t . И следовательно, при выборе оптимального правила для инструментальной переменной центральный банк будет рассматривать впередсмотрящие переменные как заданные. В данном случае оптимальные значения переменных контроля (ключевой ставки процента) и равновесные значения впередсмотрящих переменных можно представить как линейные функции от predetermined переменных (см. Soderlind (1999), Svensson (1998)).

Модель была решена и проанализирована в аналитическом пакете Matlab с помощью алгоритма, разработанного Gerali, Lippi (2008). Предполагается, что существует устойчивое решение модели, в котором инструментальная переменная линейно зависит от predetermined переменных. Затем предполагаемое решение подставляется в модель, и задача оптимизации решается через уравнение Бэллмана с использованием итеративной процедуры подстановки решения до получения устойчивого решения задачи⁶ – постоянных матриц, отражающих зависимость между инструментальной и predetermined переменными модели.

При анализе динамики переменных в модели были использованы следующие параметры модели экономики (см. табл. 1) и режимов монетарной политики (см. табл. 2). Параметры уравнений, описывающих модель экономики, аналогичны использованным в Svensson (1998) с учетом модификации модели⁷.

⁶ Подстановки решения, полученного для периода T в задачу, сформулированную для периода $T - 1$, и т.д. в задачи предыдущих периодов, где $t \rightarrow \infty$.

⁷ Параметры уравнений сопоставимы с оценками эмпирических моделей (см., например, Rudebush (2002)).

Таблица 1. Параметры уравнений модели

Уравнение	Параметры
Агрегированное предложение (1)	$\alpha_x = 0,6, \alpha_y = 0,08, \alpha_\gamma = 0,01, \sigma_\varepsilon^2 = 1$
Совокупный спрос (2)	$\beta_y = 0,8, \beta_R = 0,07, \beta_y^f = 0,054,$ $\beta_\gamma = 0,039, \sigma_n^2 = 1$
Уравнение инфляции, рассчитываемой по ИПЦ (12)	$\varpi = 0,3$
Экзогенные переменные (7) – (10)	$\gamma_x^f = \gamma_y^f = \gamma_i^f = \gamma_\gamma = 0,8$
Функция потерь центрального банка (11)	$\delta = 0,98$

Анализируются три режима монетарной политики: строгого инфляционного таргетирования (с весом инфляции 0,97 и весом выпуска 0,03) и гибкого таргетирования (с весами инфляции 0,75 и 0,50 и весами выпуска, соответственно, 0,25 и 0,50). В каждом из режимов предполагается, что центральный банк стремится сгладить динамику ключевой ставки, однако вес квадрата изменения краткосрочной ставки процента в его функции потерь относительно мал (0,01).

Таблица 2. Режимы монетарной политики

Режим монетарной политики	Вес инфляции в функции потерь	Вес выпуска в функции потерь	Вес разности ключевой ставки и ее значения с лагом
Строгое инфляционное таргетирование	$\mu_\pi^s = 0,97$	$\mu_\gamma = 0,03$	$\mu_i = 0,01$
Гибкое инфляционное таргетирование	$\mu_\pi^s = 0,75$	$\mu_\gamma = 0,25$	$\mu_i = 0,01$
	$\mu_\pi^s = 0,50$	$\mu_\gamma = 0,50$	$\mu_i = 0,01$

3. Результаты

Рассмотрим реакцию центрального банка и процентных ставок на различные макроэкономические шоки. Коэффициенты в функциях реакции центрального банка, определяющих правила установ-

ления ключевой ставки при отклонениях макроэкономических показателей от целевого или равновесного уровней, представлены в табл. 3.

Таблица 3. Функции реакции центрального банка при дискреционной политике

Режим монетарной политики		Инфляция π_t	Выпуск Y_t	Зарубежная инфляция π_t^f	Зарубежный выпуск Y_t^f	Зарубежная ставка процента i_t^f	Премия за риск на валютном рынке φ_t	Реальный валютный курс q_{t-1}	Ключевая ставка с лагом i_{t-1}
Строгое инфляционное таргетирование	$\mu_\pi^c = 0,97$ $\mu_Y = 0,03$	0,90	0,29	-0,60	-0,04	0,83	0,68	-0,24	0,01
	$\mu_\pi^c = 0,75$ $\mu_Y = 0,25$	0,80	0,10	-0,79	-0,06	1,05	0,94	-0,26	0,02
Гибкое инфляционное таргетирование	$\mu_\pi^c = 0,50$ $\mu_Y = 0,50$	0,81	0,02	-0,88	-0,06	1,15	1,06	-0,27	0,03

В каждом из анализируемых монетарных режимов центральный банк увеличивает краткосрочную номинальную ставку процента в ответ на рост инфляции, выпуска, зарубежной краткосрочной ставки процента и премии за риск на валютном рынке. Центральный банк снижает ключевую ставку в ответ на рост зарубежного выпуска и инфляции, а также обесценение валюты. Значение краткосрочной номинальной ставки в текущем периоде положительно зависит от ее предыдущего значения, так как центральный банк старается сгладить ее динамику.

С ростом веса выпуска в функции потерь центрального банка сила реакции на внутреннюю инфляцию ослабевает. В то же время снижается чувствительность краткосрочной ставки к изменению выпуска и усиливается реакция центрального банка на изменения реального валютного курса, зарубежной инфляции и ставки процента и премии за валютный риск, т.е. переменных, прямо или косвенно оказывающих влияние как на уровень инфляции, так и на уровень выпуска.

В рамках анализа устойчивости оптимальной политики модель была решена при альтернативных значениях ключевых параметров уравнений совокупного спроса и кривой Филлипса. Небольшое увеличение чувствительности ключевой ставки к инфляции происходит при снижении автокорреляции выпуска (β_y), его чувствительности к долгосрочной реальной ставке процента (β_R) и реальному курсу (β_q) в функции совокупного спроса, а также при увеличении автокорреляции инфляции (α_π) и ее чувствительности к выпуску (α_Y) в уравнении совокупного предложения. Снижение чувствительности ключевой ставки к выпуску происходит при уменьшении автокорреляции выпуска (β_y), при увеличении его чувствительности к долгосрочной реальной ставке процента (β_R) и реальному курсу (β_q) в уравнении совокупного спроса, а также при росте автокорреляции инфляции (α_π) в уравнении совокупного предложения. Снижение дисконт-фактора (δ) приводит к снижению чувствительности ключевой ставки процента ко всем переменным функции реакции. В целом при сохранении разумного уровня параметров модели коэффициенты функций реакции изменяются незначительно (для каждого из режимов монетарной политики).

Анализ распространения шоков в модели показал, что в большинстве случаев влияние шоков ограничивается 20 периодами, и к 40-му периоду все переменные возвращаются к своим целевым/равновесным уровням. Таким образом, мы можем перейти от показателя долгосрочной номинальной ставки процента, задаваемого уравнением (5), к ставке процента, соответствующей доходности бескупонной облигации со сроком до погашения 40 периодов (или 10 лет при предположении, что один период модели равен кварталу).

Рассмотрим *долгосрочную номинальную ставку*, равную доходности бескупонной облигации, срочностью N периодов. Согласно гипотезе чистых ожиданий долгосрочная ставка процента может быть представлена как среднее будущих ожидаемых ставок процента

$$\hat{I}_t(N) = \frac{1}{N} \sum_{\tau=0}^{N-1} i_{t+\tau/t}. \text{ Учитывая, что } i_{t+\tau/t} = 0 \text{ для } \tau \geq 40, \text{ можем записать:}$$

$$\hat{I}_t(N = 40) = \frac{1}{40} I_t. \quad (16)$$

В качестве оценки угла наклона кривой доходности будем использовать *спред между долгосрочной и краткосрочной номинальными ставками*:

$$Spread = \hat{I}_t - i_t. \quad (17)$$

В Приложениях 2 и 3 представлена динамика долгосрочной и краткосрочной ставки, спреда между ними, а также ключевых переменных модели в ответ на единичные экзогенные шоки.

Шок внутренних издержек $\varepsilon_0 = 1$ приводит к мгновенному росту инфляции и инфляционных ожиданий⁸. В ответ на это центральный банк повышает номинальную краткосрочную ставку процента в момент шока, а затем постепенно снижает ее до равновесного уровня. Укрепление реального валютного курса и рост долгосрочной реальной ставки процента приводят к падению выпуска и инфляции, измеряемой с помощью ИПЦ. Одновременно с увеличением ключевой ставки центрального банка наблюдается скачок и долгосрочной номинальной ставки процента. При этом кривая доходности приобретает отрицательный наклон (долгосрочная ставка в период шока вырастает на величину меньшую, чем увеличение ключевой ставки). Отрицательный спред отражает ожидаемое постепенное снижение краткосрочной номинальной ставки в последующие периоды. Таким образом, в результате шока кривая доходности сдвигается вверх и приобретает отрицательный наклон.

С ростом веса выпуска в функции потерь денежных властей шок внутренних издержек вызывает меньшее увеличение ключевой ставки центральным банком. В результате амплитуда колебаний переменных модели, в частности выпуска, также оказывается меньше. При смене режима таргетирования существенных изменений в динамике спреда не наблюдается.

Шок внутреннего спроса $\eta_0^d = 1$ вызывает рост выпуска, что оказывает повышательное давление на темп инфляции. В ответ на это центральный банк увеличивает ключевую ставку: резко в случае строгого таргетирования или плавно, в течение 2–5 периодов, в случае гибкого инфляционного таргетирования. В результате в момент шока

⁸ За счет инертности инфляции, заложенной в модели, эффект шока в момент времени n будет равен $(\alpha_n)^n$.

наблюдается рост реальной краткосрочной ключевой ставки и обесценение реального валютного курса. Снижение валютного курса в последующие периоды наряду с замедлением внутренней инфляции приводит к снижению инфляции, измеряемой через ИПЦ.

Рост ключевой ставки сопровождается увеличением долгосрочной ставки процента в момент шока, но меньшим по величине, в результате чего спред становится отрицательным. В периоды после шока обе ставки снижаются до достижения равновесного уровня. Шок внутреннего спроса так же, как и шок внутренних издержек, приводит к сдвигу кривой доходности вверх и появлению отрицательного наклона.

Основное отличие реакций кривой доходности при разных режимах инфляционного таргетирования вызвано различной реакцией центрального банка на шок. При гибком таргетировании отрицательный спред проявляется после шока и достигает максимума во 2–4 периодах.

Шок зарубежной инфляции $\varepsilon_0^f = 0$ приводит к удорожанию импортируемых товаров, а значит, при неизменном реальном валютном курсе — к росту инфляции, рассчитываемой по ИПЦ. Для предотвращения такого влияния шока на инфляцию центральный банк снижает ключевую ставку процента. В результате краткосрочная реальная ставка падает, что вызывает укрепление валюты и удешевление импортируемых товаров. При гибком таргетировании краткосрочная ставка снижается в большей степени, но достигает равновесного значения раньше, что позволяет достичь меньшей волатильности выпуска.

Долгосрочная номинальная ставка реагирует на шок повышением, так как в следующие за шоком периоды краткосрочная ставка будет расти. В результате наблюдается положительный спред долгосрочной и краткосрочной ставок, а кривая доходности поворачивается против часовой стрелки. При строгом таргетировании реакция спреда на шок меньше по сравнению со случаем гибкого таргетирования.

Шок зарубежного спроса $\eta_0^f = 1$ означает рост выпуска через увеличение чистого экспорта. Для нивелирования влияния шока на выпуск центральный банк снижает ставку, в результате чего реальная краткосрочная ставка становится отрицательной и происходит укрепление реального обменного курса. Это, в свою очередь, приводит

к падению чистого экспорта и инфляции, рассчитываемой по ИПЦ. При строгом инфляционном таргетировании ключевая ставка снижается меньше, чем при гибком таргетировании, для предотвращения излишнего падения инфляции, рассчитываемой по ИПЦ.

Реакции долгосрочной ставки и спреда схожи с реакцией в случае шока зарубежной инфляции – кривая поворачивается против часовой стрелки, – но отличаются меньшей длительностью воздействия шока.

Шоки зарубежной краткосрочной ставки процента $\eta_0^{if} = 1$ и премии за риск на валютном рынке $\varepsilon_0^p = 1$ вызывают ожидаемое укрепление валюты и, как следствие, снижение инфляции, рассчитываемой по ИПЦ (из-за удешевления импортируемых товаров). В этом случае центральный банк поднимает ключевую ставку, что позволяет, через появление положительной краткосрочной реальной ставки процента, нивелировать часть сильного укрепления валюты и, таким образом, оказать меньшее понижающее давление на инфляцию, рассчитываемую по ИПЦ.

Поскольку в последующие периоды краткосрочная ставка будет возвращаться к равновесному уровню, т.е. падать, долгосрочная ставка в момент шока снижается. В результате наблюдается отрицательный спред долгосрочной и краткосрочной номинальных ставок, а кривая доходности поворачивается по часовой стрелке. Реакция краткосрочной и долгосрочной ставок, а также спреда при разных режимах инфляционного таргетирования схожа.

Итак, анализ модели показал, что динамика кривой доходности в ответ на изменение макроэкономических условий в первую очередь зависит от типа шока воздействующего на экономику (см. табл. 4). Кривая доходности приобретает положительный наклон (наблюдается положительный спред между долгосрочной и краткосрочной номинальными ставками) при шоках зарубежных издержек и зарубежного спроса. Инвертированная форма кривой доходности возникает под воздействием шоков внутренних издержек и внутреннего спроса, а также шока зарубежной процентной ставки. Сдвиг кривой вверх наблюдается при шоках внутренних издержек и внутреннего спроса. Направление движения долгосрочной и краткосрочной ставок не совпадает при шоках со стороны внешнего сектора, когда центральный банк наиболее активно задействует канал валютного курса.

Увеличение веса выпуска в функции потерь центрального банка (переход от строгого инфляционного таргетирования к гибкому) приводит к усилению реакции долгосрочной ставки процента на изменение краткосрочной ставки процента в случае шоков внутреннего и внешнего спроса: наблюдается увеличение спреда между долгосрочной и краткосрочной ставками в абсолютном выражении. В остальных случаях переход от строгого к гибкому таргетированию отражается в реакции краткосрочной ставки, не оказывая существенного влияния на динамику спреда.

Таблица 4. Реакция кривой доходности на различные макроэкономические шоки

Тип шока	Наклон		Сдвиг		Поворот	
	положительный	отрицательный	вверх	вниз	по часовой стрелке	против часовой стрелки
Шок внутренних издержек		•	•		•	
Шок внутреннего спроса		•	•		•	
Шок зарубежной инфляции	•					•
Шок зарубежного спроса	•					•
Шок зарубежной процентной ставки		•			•	
Шок премии за риск на валютном рынке		•			•	

Заключение

В работе была рассмотрена реакция кривой доходности на различные макроэкономические шоки в рамках модели малой открытой экономики. Анализ показал, что в зависимости от типа шока на-

правление движения краткосрочной и долгосрочной ставок может не совпадать даже при наличии у экономических агентов полной и достоверной информации об экономике, типе шока и поведении центрального банка. В частности, разнонаправленное движение краткосрочной и долгосрочной ставок наблюдается в моменты шоков со стороны внешнего сектора, когда центральный банк наиболее активно задействует канал валютного курса. Включение в модель вперёдсмотрящих переменных не привело к качественному изменению реакции кривой доходности на шоки внутреннего спроса и издержек по сравнению с альтернативными моделями, включающими только назадсмотрящие переменные. В свою очередь, в условиях полной информации экзогенные изменения в параметрах монетарной политики оказывают ограниченное влияние на чувствительность долгосрочного участка кривой доходности к изменению ключевой ставки, что соответствует выводу, полученному в других моделях.

За рамками исследования остались несколько важных аспектов формирования временной структуры рыночных процентных ставок и ожиданий экономических агентов относительно монетарной политики. Во-первых, в настоящей работе не учитывалось различие в (качестве) информации, доступной центральному банку и прочим участникам рынка. Как отмечают Romer и Romer (2000), наличие частной информации у центрального банка может привести к усилению реакции кривой доходности на действия монетарных органов, так как эти действия сами по себе используются участниками рынка для переоценки своих ожиданий относительно состояния экономики. Более того, эмпирический анализ временной структуры процентных ставок (см. Peersman (2002), Ellingsen и Soderstrom (2004)) свидетельствует о том, что разнонаправленное движение краткосрочных и долгосрочных ставок в первую очередь обусловлено экзогенными изменениями в предпочтениях центрального банка, когда участники рынка не имеют достоверной информации о параметрах функции потерь центрального банка. Соответственно, следующим шагом исследования может стать включение в модель механизма переключения монетарных режимов и анализ реакции кривой доходности на неожиданные (ожидаемые) экзогенные изменения в монетарной политике. Во-вторых, представляется также интересным анализ влияния макроэкономических шоков на временную структуру процентных ставок при использовании альтернативных инструментов монетарной политики, например, валютного курса.

Приложение 1

Преобразуем систему уравнений (1)–(7) в систему (13). Система (13) состоит из следующих уравнений:

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1/t} + \varepsilon_{t+1} \quad (13.1)$$

$$y_{t+1} = \beta_y y_t - \beta_R (R_t + \pi_{t+1/t}) + \beta_y^f \gamma_y^f y_t^f + \beta_q (q_t - \pi_{t+1/t} + \gamma_\pi^f \pi_t^f - i_t^f - \varphi_t) + (\beta_R + \beta_q) i_t + \eta_{t+1}^d \quad (13.2)$$

$$\pi_{t+1}^f = \gamma_\pi^f \pi_t^f + \varepsilon_{t+1}^f \quad (13.3)$$

$$y_{t+1}^f = \gamma_y^f y_t^f + \eta_{t+1}^f \quad (13.4)$$

$$i_{t+1}^f = \gamma_i^f i_t^f + \eta_{t+1}^f \quad (13.5)$$

$$\varphi_{t+1} = \gamma_\varphi \varphi_t + \varepsilon_{t+1}^\varphi \quad (13.6)$$

$$q_t = q_t \quad (13.7)$$

$$i_t = i_t \quad (13.8)$$

$$q_{t+1/t} = q_t - \pi_{t+1/t} + \gamma_\pi^f \pi_t^f - i_t^f - \varphi_t + i_t \quad (13.9)$$

$$R_{t+1/t} = R_t + \pi_{t+1/t} - i_t \quad (13.10)$$

$$\pi_{t+2/t} = \frac{1}{1 - \alpha_\pi} \begin{bmatrix} -\alpha_\pi \pi_t - \alpha_y \beta_y y_t - (\alpha_y \beta_q + \alpha_q) \gamma_\pi^f \pi_t^f - \\ -(\alpha_y \beta_q + \alpha_q) i_t^f + (\alpha_y \beta_q + \alpha_q) \varphi_t + (\alpha_y \beta_q + \alpha_q) q_t + \\ + \alpha_y \beta_R R_t + [1 + \alpha_y (\beta_R + \beta_q)] \pi_{t+1/t} - \\ -(\alpha_y \beta_R + \alpha_y \beta_q + \alpha_q) i_t \end{bmatrix} \quad (13.11)$$

$$I_{t+1/t} = I_t - i_t \quad (13.12)$$

Обозначим вектор размерностью 1×12 как e_j ($j = 0, \dots, n$). Пусть для $j = 0$ все элементы вектора будут равны нулю, для $j \neq 0$ j -й элемент вектора равен единице, а все остальные равны нулю. Пусть A_j обозначает j -й ряд матрицы A . Тогда матрица A размерностью (12×12) имеет вид

$$A' = \begin{bmatrix} e_{11} \\ \beta_y e_2 - \beta_R A_{10} + \beta_y^f \gamma_y^f e_4 + \beta_q A_9 \\ \gamma_\pi^f e_3 \\ \gamma_y^f e \\ f_\pi^f \gamma_\pi^f e_3 + f_y^f \gamma_y^f e_4 \\ \gamma_\varphi e_6 \\ e_9 \\ e_0 \\ e_9 - e_{11} + A_3 - e_5 - e_6 \\ e_{10} + e_{11} \\ A_{11} \\ e_{12} \end{bmatrix},$$

$$\text{где, } A_{11} = \frac{1}{1 - \alpha_\pi} \begin{bmatrix} -\alpha_\pi e_1 - \alpha_y \beta_y e_2 - (\alpha_y \beta_q + \alpha_q) A_3 - \\ -(\alpha_y \beta_q + \alpha_q) e_5 + (\alpha_y \beta_q + \alpha_q) e_6 + \\ + (\alpha_y \beta_q + \alpha_q) e_9 + \alpha_y \beta_R + \\ + [1 + \alpha_y (\beta_R + \beta_q) + \alpha_q] e_{11} \end{bmatrix}.$$

Остальные матрицы уравнений (13–15) имеют вид

$$B = \begin{bmatrix} 0 \\ \beta_R + \beta_q \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 1 \\ -1 \\ \frac{-1}{1 - \alpha_\pi} [\alpha_y (\beta_R + \beta_q) + \alpha_q] \\ -1 \end{bmatrix},$$

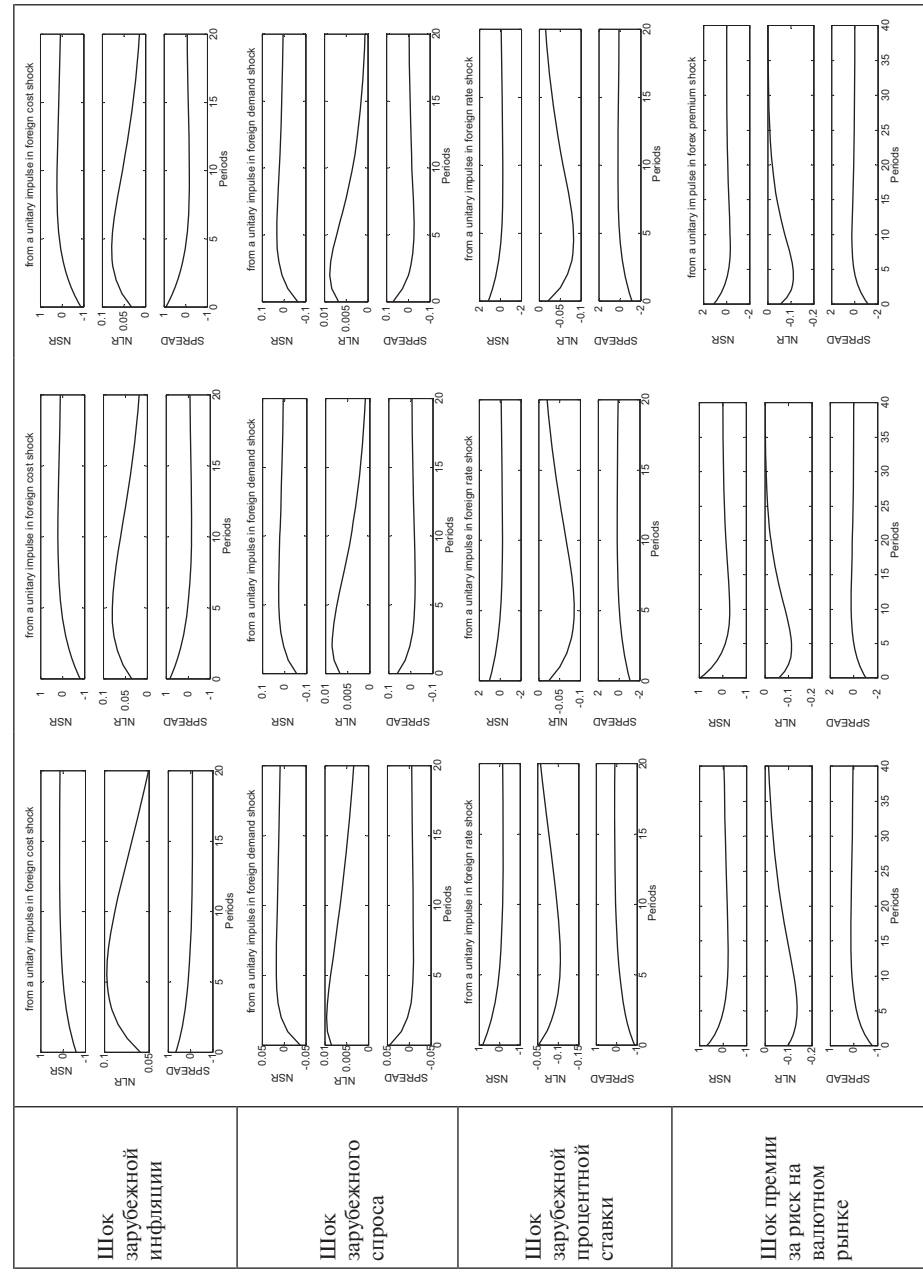
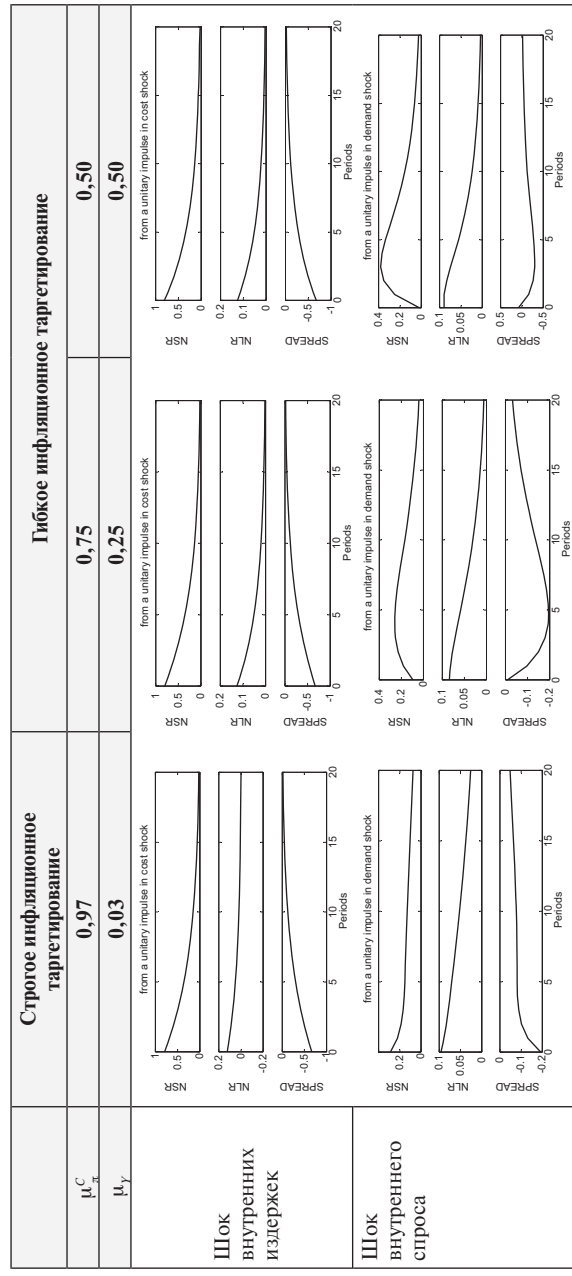
$$C^x = \begin{bmatrix} e_1 + \varpi(e_9 - e_7) \\ e_2 \\ -e_8 \end{bmatrix}, \quad C^u = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix},$$

$$K = \begin{bmatrix} \mu_\pi^c & 0 & 0 \\ 0 & \mu_y & 0 \\ 0 & 0 & \mu_i \end{bmatrix}.$$

Приложение 2 Динамика долгосрочных и краткосрочных ставок и их спреда

На рисунках показана динамика долгосрочных и краткосрочной номинальных ставок процента, а также их спреда в ответ на различные единичные экзогенные шоки, имевшие место в момент времени 0, в случае, когда проводится дискреционная монетарная политика и дисконт-фактор функции полезности центрального банка равен 0,98.

Обозначения переменных: NSR — номинальная краткосрочная ставка процента, NLR — номинальная долговая ставка процента, SPREAD — спред, разница между долгосрочной и краткосрочной ставками.

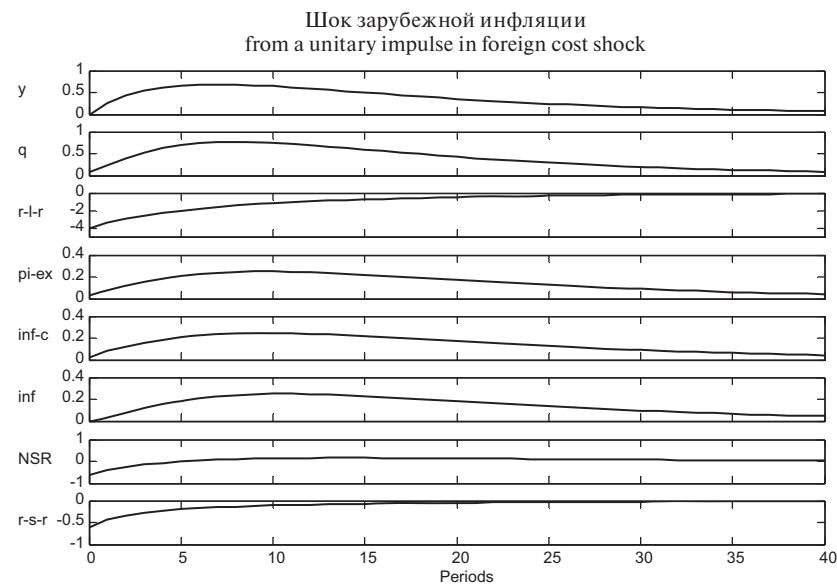
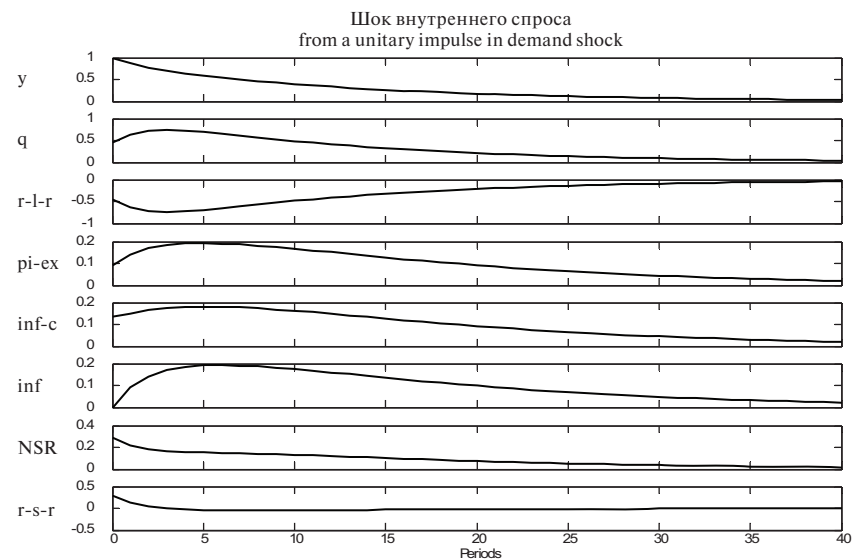
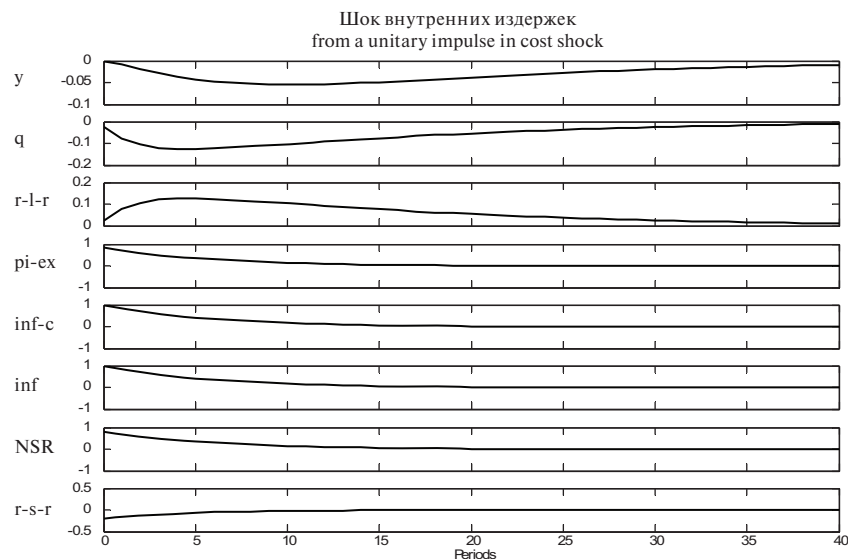


Приложение 3 Динамика переменных модели при строгом таргетировании ИПЦ

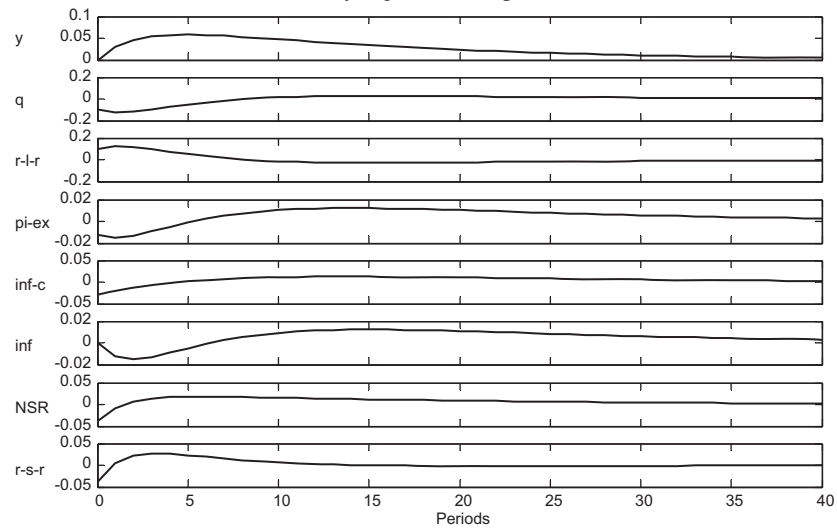
На рисунках показана динамика переменных модели в ответ на различные единичные экзогенные шоки, имевшие место в момент времени 0, в случае, когда проводится дискреционная монетарная политика и дисконт-фактор функции полезности центрального банка равен 0,98.

Обозначения переменных:

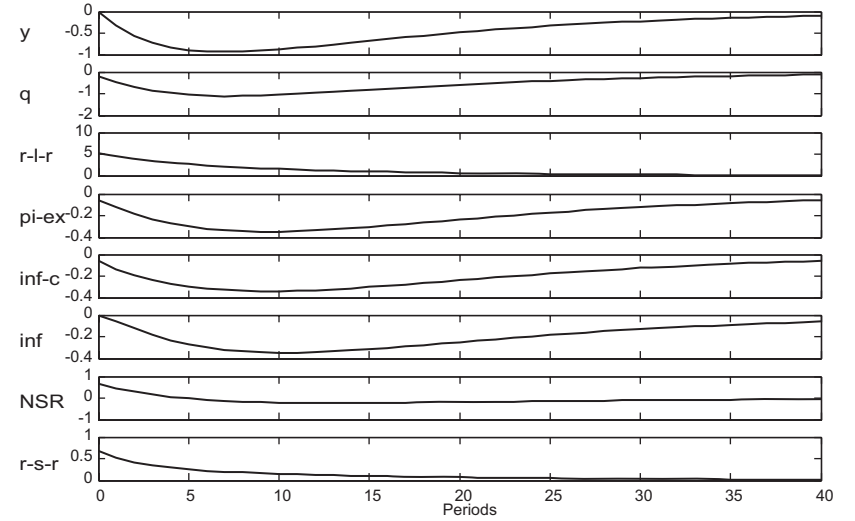
- y – внутренний выпуск,
- q – реальный валютный курс,
- r-l-r – долгосрочная реальная ставка процента,
- pi-ex – ожидаемая внутренняя инфляция,
- inf-c – инфляция, рассчитываемая по ИПЦ,
- inf – внутренняя инфляция,
- NSR – номинальная краткосрочная ставка процента,
- r-s-r – реальная краткосрочная ставка процента (см. уравнение (3)).



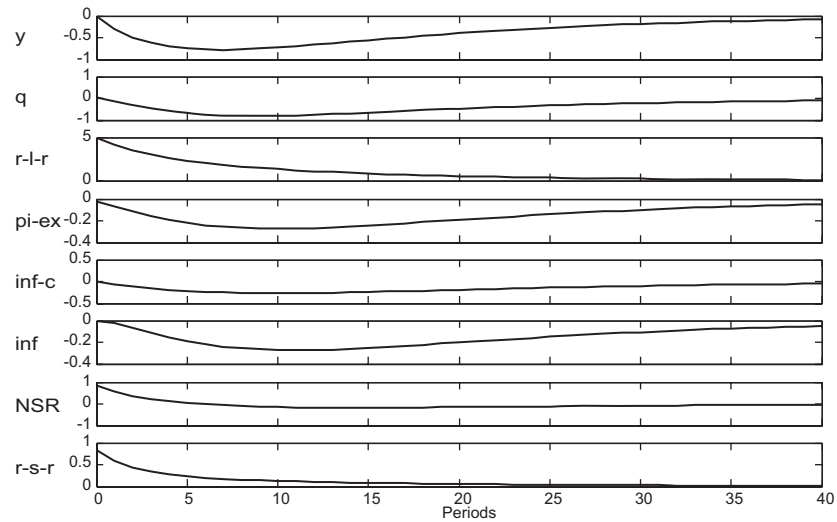
Шок зарубежного спроса
from a unitary impulse in foreign demand shock



Шок премии за риск на валютном рынке
from a unitary impulse in forex premium shock



Шок зарубежной ставки процента
from a unitary impulse in foreign rate shock



Литература

Ang A., Piazzesi M. A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables // *Journal of Monetary Economics*. 2003. No. 50. P. 745–787.

Blanchard O. Output, the stock market, and interest rates // *American Economic Review*. 1981. No. 71. P. 132–143.

Diebold F.X., Rudebush G., Auroba B.S. The Macroeconomy and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach // *Journal of Econometrics*. 2006. No. 131. P. 309–338.

Diebold F.X., Piazzesi M., Rudebusch G.D. Modeling Bond Yields in Finance and Macroeconomics // *The American Economic Review*. 2005 (May). 95, 2.

Evans C.L., Marshall D.A. Economic Determinants of the Nominal Treasury Yield Curve / Federal Reserve Bank of Chicago, 2006. Working Paper Series, WP-01-16.

Ellingsen T., Soderstrom U. Monetary Policy and Market Interest Rates // *American Economic Review*. 2001. No. 91 (5). P. 1594–1607.

Ellingsen T., Soderstrom U. Why are long Rates Sensitive to Monetary Policy. 2004. Sveriges Riksbank Working Paper Series 160.

Favero C.A., Mosca F. Uncertainty on monetary policy and the expectation model of the term structure of interest rates // *Economic Letters*. 2001. No. 71. P. 369–375.

Fuhrer J.C., Moore G.R. Monetary Policy Trade-offs and the Correlation between Nominal Interest Rates and Real Output // *American Economic Review*. 1995. No. 85: 1. P. 219–239.

Fuhrer J. Monetary policy shifts and long-term interest rates // *Quarterly Journal of Economics*. 1996. No. 111 (4). P. 1183–1209.

Gerali A., LiPi F. Solving Dynamic Linear-Quadratic Problems with Forward-Looking Variables and Imperfect Information using Matlab, 2008. URL: <http://francescolipi.googlepages.com>.

Kotlan V. Monetary policy and the term spread in a macro model of a small open economy. Czech National Bank Working Papers 2002/01.

Peersman. Monetary policy and long term interest rates in Germany // *Economics Letters*. 2002 (October). Vol. 77. Issue 2. P. 271–277.

Romer C.D., Romer, D.H. Federal Reserve information and the behavior of interest rates // *American Economic Review*. 2000. No. 90 (3). P. 429–457.

Rudebush G.D. Assessing nominal income rules for monetary policy with model and data uncertainty // *Economic Journal*. 2002 (April). No. 112 (479). P. 1–31.

Rudebush G.D., Wu T.A. Macro-Finance Model of the Term Structure, Monetary Policy, and the Economy. Federal Reserve Bank of San Francisco, 2004. WP 2003-17.

Svensson L.E.O. Open-economy inflation targeting // *Journal of international economics*. 2000. No. 50. P. 155–183.

Svensson L.E.O. Open-economy inflation targeting. Working Paper, Institute for International Economic Studies, 1998.

Soderlind P. Solution and estimation of RE macromodels with optimal policy // *European Economic Review*. 1999. No. 43. P. 813–823.

Turnovsky S.J. The term structure of interest rates and the effects of macroeconomic policy, 1989. NBER Working Paper No. 2902.

Walsh C.E. *Monetary Theory and Policy*. MIT Press, 2003. 2nd ed.

Препринт WP12/2009/03

Серия WP12

«Научные доклады лаборатории макроэкономического анализа»

Н.П. Новикова, Е.С. Калашникова

**Монетарная политика и временная структура
процентных ставок в малой открытой экономике**

Публикуется в авторской редакции

Зав. редакцией *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. 1,98.
Усл. печ. л. 1,86. Заказ № . Изд. № 1106

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