

**Бородин А.Д., Горбова Е.А.,  
Плотников С.В., Плущевская Ю.Л.<sup>1</sup>**

## **ОЦЕНКА ПОТЕНЦИАЛЬНОГО ВЫПУСКА И ДРУГИХ НЕНАБЛЮДАЕМЫХ ПЕРЕМЕННЫХ В РАМКАХ МОДЕЛИ ТРАНСМИССИОННОГО МЕХАНИЗМА МОНЕТАРНОЙ ПОЛИТИКИ (НА ПРИМЕРЕ РОССИИ)<sup>2</sup>**

### **Введение**

В рамках подготовки перехода к режиму таргетирования инфляции (ИТ) в Банке России ведется работа по созданию системы прогнозирования и анализа денежной политики и ее ключевого элемента — модели трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики. Модель относится к классу малых *ad hoc* («для конкретного случая») динамических стохастических моделей общего равновесия. Подобные модели обычно используются центральными банками, применяющими режим ИТ, для поддержки принятия решений в области денежно-кредитной политики.

Важной чертой этих моделей является запись уравнений в терминах отклонений фактических значений макроэкономических переменных от равновесных, т.е. в терминах «гэпов», или «разрывов» (*gaps*). В основе такого представления — одна из принятых в современной экономической теории трактовок равновесных уровней макроэкономических переменных как инфляционно-нейтральных, т.е. уровней, при которых не создается стимулов к повышению или снижению текущего уровня инфляции. Превышение инфляцией целевого значения связывается с давлением, возникающим в результате избыточного спроса (превышения выпуска потенциального уровня), который в определенной мере может быть обусловлен мягкими монетарными условиями (более низкими значениями процентной ставки и обменного курса<sup>3</sup> относительно своих равновесных значений).

Однако если целевые значения инфляции явным образом устанавливаются монетарными властями, то соответствующие ей равновесные траектории ключевых макропеременных являются ненаблюдаемыми. А они имеют определяющее значение для динамики модели, для получаемого с ее помощью прогноза, который, в свою очередь, учитывается при принятии решений относительно мер денежно-кредитной политики.

В моделях указанного класса траектории ненаблюдаемых переменных оцениваются при помощи многомерного фильтра Калмана. Они полностью зависят от спецификации конкретной модели. На прогнозном горизонте равновесные траектории макроэкономических переменных зависят также от задаваемых экзогенно параметров стационарного состояния экономической системы, к которым они сходятся в соответствии с экономической теорией и по построению модели. Установление этих параметров стационарного состояния также весьма существенно для результатов расчетов, однако оно является самостоятельной научно-практической проблемой, рассмотрение которой выходит за рамки настоящего изложения.

<sup>1</sup> Центральный банк Российской Федерации

<sup>2</sup> Аргументы и выводы, приведенные в данной работе, представляют собой взгляды авторов и не обязательно отражают официальную точку зрения Банка России.

<sup>3</sup> Измеряемого по косвенной котировке.

В данной работе представлены оценки траекторий ключевых ненаблюдаемых макроэкономических переменных в России в 2000 – 2007 годах, полученные с использованием предварительной версии модели трансмиссионного механизма для России. Выбор периода с 2000 года, с одной стороны, обусловлен качественной однородностью происходивших в российской экономике процессов и, с другой стороны, связан с наличием сопоставимых рядов статистических данных.

В первой части работы рассмотрены особенности применяемой модели, поскольку они влияют на формирование траекторий ненаблюдаемых переменных.

Во второй части работы проводится сопоставление полученных результатов с условиями и фактами экономического развития России в 2000 – 2007 годах.

В третьей части оценки ненаблюдаемых переменных, полученные при помощи модели, сравниваются с их оценками на основе других методов.

Делается общий вывод о приемлемости траекторий ненаблюдаемых переменных и возможности использования соответствующих начальных условий для прогнозирования на основе данной модели.

## **1. Краткое описание квартальной прогнозной модели<sup>1</sup> (КПМ) Банка России**

Макроэкономическая модель трансмиссионного механизма монетарной политики Банка России разрабатывается с 2007 г. в Департаменте исследований и информации Банка России при технической поддержке МВФ. В ее основе — малая *ad hoc* модель трансмиссионного механизма, теоретической базой которой является неокейнсианская экономическая парадигма. Такого рода модели обычно используются центральными банками стран, применяющих режим ИТ. Модель состоит из поведенческих уравнений, характеризующих:

- агрегированный спрос (кривая IS);
- агрегированное предложение (кривая Филлипса);
- условие арбитража в открытой экономике (условие непокрытого процентного паритета);
- правило денежной политики (функция реакции).

Отличительное свойство моделей данного вида состоит в том, что они отражают активное управляющее воздействие мер денежной политики на монетарные условия в открытой экономике и через них — на условия совокупного спроса и предложения для приведения инфляции к целевому значению. Именно поэтому усилия по адаптации стандартной базовой модели к российским условиям были сконцентрированы на описании особенностей трансмиссионного механизма. Задача осложнялась его постоянным развитием, происходившим на фоне структурных изменений в экономике.

### **1.1. Трансмиссионный механизм (ТММ) денежной политики**

В квартальной прогнозной модели отражены основные каналы монетарной трансмиссии. Традиционная классификация каналов трансмиссионного механизма денежной политики включает четыре основных канала: валютного курса, процентный, кредитный и канал ожиданий.

Процентный канал представлен связью ставок межбанковского рынка (на уровень которых влияют действия денежных властей) и банковских кредитных ставок, которые, в свою оче-

<sup>1</sup> Предварительная версия.

редь, влияют на инфляцию через воздействие на состояние совокупного спроса, описываемого разрывом выпуска.

Канал валютного курса отражает влияние курса на инфляцию напрямую — через цены импортных товаров и косвенно — через условия формирования спроса в экономике.

Ожидания экономических агентов отражены в каждом из поведенческих уравнений через переменные с запаздывающими и упреждающими лагами.

Кредитный канал, тесно связанный с процентным, формально не прописан в модели. Несмотря на отсутствие переменной «объема» (т.е. денежных или кредитных агрегатов), связь монетарных и макроэкономических переменных через изменение объемов, а не стоимости денег, описана в модели имплицитно (неявно), поскольку ставки, характеризующие стоимость денег, в соответствии с теорией являются одной из детерминант количества денег в экономике. Несмотря на то, что в настоящее время эта связь очень слаба, с усилением процентного канала и выходом реальных ставок в положительную область их уровень будет в большей степени влиять на объем денег. В целом, мы полагаем, что монетарные условия функционирования экономики описаны достаточно полно с использованием переменных процентной ставки и валютного курса.

В последние годы доминирующим каналом ТММ в российской экономике был канал валютного курса, вследствие чего действие процентного канала (основного канала трансмиссионного механизма в кейнсианских моделях) было ограниченным. В отличие от традиционного механизма, когда изменения валютного курса происходят под влиянием изменений процентных ставок, в российской экономике до последнего времени происходил обратный процесс: процентные ставки находились под влиянием динамики валютного курса в условиях политики управляемого плавления национальной валюты относительно бивалютной корзины (с 2005 года; до 2005 года — доллара США)<sup>1</sup>.

Эта политика заключалась в ограничении реального укрепления рубля, обусловленного действием фундаментальных факторов, прежде всего в целях поддержания конкурентоспособности отечественного производства<sup>2</sup>. Основными из этих факторов являлись устойчивый рост мировых цен на энергоносители — основы российского экспорта, а также высокие темпы производительности труда, в целом превышавшие соответствующие показатели в странах — торговых партнерах (эффект Баласса-Самуэльсона<sup>3</sup>). Противодействие реальному укреплению состояло в регулировании (удержании) номинального курса рубля в условиях негибкости цен. Это приводило к замедлению в краткосрочном периоде темпов реального укрепления рубля и к получению экспортерами дополнительных номинальных, «незаработанных» доходов. Таким образом, формировался дополнительный номинальный спрос, не соответствующий возможностям экономики по его удовлетворению за счет наращивания

<sup>1</sup> «... Банк России продолжал использовать в качестве операционного ориентира при проведении валютных интервенций рублевую стоимость бивалютной корзины, состоящей из доллара США и евро. Это позволило при реализации курсовой политики гибко и взвешенно осуществлять сглаживание колебаний номинального эффективного курса рубля». Годовой отчет Банка России за 2006 год, с.70. — [http://www.cbr.ru/publ/God/ar\\_2006.pdf](http://www.cbr.ru/publ/God/ar_2006.pdf)

<sup>2</sup> «Основной задачей деятельности Банка России по сдерживанию обусловленного фундаментального экономическими факторами укрепления российской национальной валюты являлось сохранение возможностей для адаптации отечественного производства к изменяющимся условиям конкуренции». Годовой отчет Банка России за 2006 год, с.70. — [http://www.cbr.ru/publ/God/ar\\_2006.pdf](http://www.cbr.ru/publ/God/ar_2006.pdf)

<sup>3</sup> Оценка влияния факторов на формирование равновесного обменного курса рубля содержится в работах: Сосунов К.А., Шумилов А.В. Оценивание равновесного реального обменного курса российского рубля // Экономический журнал ВШЭ. Том 9, 2005, №2, Spatafora N., Stavrev E. The Equilibrium Real Exchange Rate in a Commodity Exporting Country: The Case of Russia.

выпуска, что приводило к дополнительному росту цен<sup>1</sup>. Ускорение ценовой динамики в среднесрочной перспективе сопровождалось повышением темпов реального укрепления рубля до уровня, обусловленного фундаментальными факторами.

В условиях жесткого управления курсом возможности повышения Банком России своих процентных ставок с целью ужесточения монетарных условий для борьбы с инфляцией были существенно ограничены, поскольку такое повышение означало бы увеличение дифференциала процентных ставок и нежелательный дополнительный приток капитала (в условиях либерализации его движения). Еще одним фактором «осторожного» подхода к регулированию ставок являются соображения стабильности банковского сектора. Кроме того, до последнего времени операционными процедурами денежной политики были управление денежной базой и регулирование рублевой стоимости бивалютной корзины путем интервенций на внутреннем валютном рынке, что само по себе исключало необходимость и возможность полноценного использования механизма регулирования ставок. Следует отметить, что слабость процентного канала трансмиссионного механизма имела объективный характер и была связана с недостаточным развитием финансового рынка в России, его заметной сегментированностью, обуславливающей отсутствие единого инструмента, или базовой ставки Банка России.

В целом в условиях достаточно жестко управляемого плавания и постепенного снятия ограничений на движение капитала, завершившегося их полной отменой в середине 2006 года, проведение политики, приоритетом которой было бы снижение в среднесрочной перспективе инфляции, было затруднено<sup>2</sup>.

Однако в условиях устойчивого уменьшения положительного сальдо текущих операций платежного баланса, снижения притока капитала со второй половины 2007 года и, соответственно, ослабления давления на рубль управление процентными ставками становится более свободным. Меняющиеся условия формирования ликвидности на рынке повышают значимость внутреннего рефинансирования банковского сектора и, следовательно, роль ставок Банка России по предоставлению ликвидности, основной из которых является ставка по операциям прямого РЕПО.

Такое развитие событий, а также намерение Банка России постепенно перейти к более свободному курсообразованию (соответственно, уменьшать свое присутствие на внутреннем валютном рынке) и к *управлению процентной ставкой*, позволили остановиться на спецификации правила денежной политики для процентной ставки в качестве инструмента. Выбор вида функции реакции модели (т.е. правила денежной политики) был одним из ключевых вопросов при формировании модели, связанным с нахождением компромисса в отражении *текущего и будущего* состояния ТММ в России. В соответствии со сложившейся международной практикой в качестве ставки денежной политики в данном варианте модели принята ставка межбанковского рынка, на уровень которой Банк России оказывает воздействие (стремится оказывать) собственными операциями. Кроме того, это решение было обусловлено множественностью ставок по операциям Банка России.

В качестве показателя обменного курса был принят курс рубля относительно бивалютной корзины (с текущими весами 0,55 доллара США и 0,45 евро), которая является операционным ориентиром политики валютного курса Банка России.

<sup>1</sup> В терминах денежного предложения тот же процесс отражен как денежная эмиссия, являющаяся результатом валютных интервенций, проводимых Банком России для сдерживания укрепления рубля.

<sup>2</sup> Это вошедшая в современные учебники так называемая проблема «невыполнимого триединства» (impossible trinity): невозможно одновременное совмещение режима фиксированного курса, свободного движения капитала и самостоятельной денежно-кредитной политики. Совмещение этих элементов возможно в лучшем случае в сочетаниях по два.

Помимо спецификации правила денежно-кредитной политики, особенности функционирования ТММ и в целом экономических процессов в России были учтены при калибровке модели<sup>1</sup>. Среди них:

- умеренная («неагрессивная») реакция ДКП на отклонение прогнозируемой инфляции от целевого показателя и стремление ЦБ к плавной, сглаженной динамике ставки;
- слабая связь ставок денежной политики (денежного рынка) и ставок в экономике;
- высокая инерционность экономических процессов (динамика ВВП, инфляция), определяющая длительность достижения экономической системой стационарного состояния;
- низкая эластичность выпуска по процентным ставкам в экономике;
- более высокая (по сравнению со ставками) эластичность выпуска по обменному курсу;
- умеренная степень переноса динамики курса на инфляцию.

Итак, модель представляет собой четыре базовых уравнения, дополненные необходимыми тождествами и экзогенно заданными процессами.

## 1.2. Уравнения

### 1.2.1. Основные уравнения

Кривая Филлипса:

$$\pi_t = \alpha_1 \cdot \pi_{t+4} + \alpha_2 \cdot \pi_{t-1} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \cdot (\Delta l s_t + \pi_t^{for} - \Delta l z_t^{eq}) + \alpha_3 \cdot y_t^{gap} + \varepsilon_t^{(1)}.$$

Кривая IS:

$$y_t^{gap} = \beta_1 \cdot y_{t+1}^{gap} + \beta_2 \cdot y_{t-1}^{gap} - \beta_3 \cdot (rr_{t-1}^{market} - rr_{t-1}^{market eq}) + \beta_4 \cdot lz_{t-1}^{gap} + \beta_5 \cdot y_t^{gap for} + \varepsilon_t^{(2)}.$$

Уравнение непокрытого паритета процентных ставок:

$$l s_t = \delta_1 \cdot l s_{t+1} + (1 - \delta_1) \cdot (l s_{t-1} + \Delta_2 l s_t^{eq} / 4) - (r s_t - r s_t^{for} - \rho_t) / 4 + \varepsilon_t^{(3)}.$$

Правило денежно-кредитной политики:

$$r s_t = \gamma_1 \cdot r s_{t-1} + (1 - \gamma_1) \cdot (r s_t^{neutral} + \gamma_2 \cdot (\pi_{t+4} - \pi_{t+4}^{tar}) + \gamma_3 \cdot y_t^{gap}) + \varepsilon_t^{(4)}.$$

### 1.2.2. Уравнения для экзогенных переменных

Цель по инфляции:

$$\pi_t^{tar} = \pi_{t-1}^{tar} + \eta_t^{(1)}.$$

Темп прироста равновесного выпуска:

$$\Delta y_t^{eq} = \chi \cdot \Delta y_{t-1}^{eq} + (1 - \chi) \cdot \Delta y_{ss}^{eq} + \eta_t^{(2)}.$$

Номинальная процентная ставка по кредитам банков:

$$r s_t^{market} = \xi \cdot r s_{t-1}^{market} + (1 - \xi) \cdot ((r s_t + r s_{t+1} + r s_{t+2} + r s_{t+3}) / 4 + \rho_t^{market}) + \eta_t^{(3)}.$$

<sup>1</sup> В соответствии с международной практикой калибровка — наилучший выбор на данном этапе работы, учитывая ограничения на использование статистических и эконометрических методов, налагаемые короткими временными рядами, активными структурными изменениями в экономике, сменой режимов денежной политики, а также невозможностью оценки некоторых параметров. При калибровке принимались во внимание оценки, полученные в рамках VAR-модели трансмиссионного механизма ДКП Банка России и других эмпирических оценок взаимосвязи показателей.

Равновесная реальная процентная ставка по кредитам банков:

$$rr_t^{market eq} = \zeta_2 \cdot rr_{t-1}^{market eq} + (1 - \zeta_2) \cdot rr_{ss}^{market eq} + \eta_t^{(4)}.$$

Временная премия:

$$\rho_t^{market} = \kappa \cdot \rho_{t-1}^{market} + (1 - \kappa) \cdot \rho_{ss}^{market} + \eta_t^{(5)}.$$

Темп ослабления равновесного реального обменного курса:

$$\Delta l z_t^{eq} = \zeta_1 \cdot \Delta l z_{t-1}^{eq} + (1 - \zeta_1) \cdot \Delta l z_{ss}^{eq} + \eta_t^{(6)}.$$

Премия за риск:

$$\rho_t = \zeta_3 \cdot \rho_{t-1} + (1 - \zeta_3) \cdot \rho_{ss} + \eta_t^{(7)}.$$

Зарубежный разрыв выпуска:

$$y_t^{gap for} = 0.85 \cdot y_{t-1}^{gap for} + \eta_t^{(8)}.$$

Зарубежная номинальная процентная ставка:

$$rs_t^{for} = 0.85 \cdot rs_{t-1}^{for} + \eta_t^{(9)}.$$

Зарубежная инфляция:

$$\pi_t^{for} = 0.85 \cdot \pi_{t-1}^{for} + \eta_t^{(10)}.$$

### 1.2.3. Тождества

Инфляция за год:

$$\pi 4_t = (\pi_t + \pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3}) / 4.$$

Выпуск:

$$y_t = y_t^{eq} + y_t^{gap}.$$

Равновесный выпуск:

$$y_t^{eq} = y_{t-1}^{eq} + \Delta y_t^{eq} / 4.$$

Номинальная политически-нейтральная ставка:

$$rs_t^{neutral} = rr_t^{market eq} - \rho_t^{market} + \pi 4_{t+4}.$$

Реальная «политическая» процентная ставка:

$$rr_t = rs_t - \pi_{t+1}.$$

Реальная процентная ставка по кредитам банков:

$$rr_t^{market} = rs_t^{market} - \pi 4_{t+4}.$$

Темп ослабления номинального обменного курса:

$$\Delta l s_t = 4 \cdot (l s_t - l s_{t-1}).$$

Темп ослабления равновесного номинального обменного курса за два квартала:

$$\Delta_2 l s_t^{eq} = \pi_t + \pi_{t+1} - \pi_t^{for} - \pi_{t+1}^{for} + 2 \cdot \Delta l z_t^{eq}.$$

Реальный обменный курс:

$$l z_t = l z_{t-1} + (\Delta l s_t - \pi_t + \pi_t^{for}) / 4.$$

Равновесный реальный обменный курс:

$$l z_t^{eq} = l z_{t-1}^{eq} + \Delta l z_t^{eq} / 4.$$

Разрыв реального обменного курса:

$$l z_t^{gap} = l z_t - l z_t^{eq}.$$

Зарубежная реальная процентная ставка:

$$r r_t^{for} = r s_t^{for} - \pi_{t+1}^{for}.$$

#### 1.2.4. Обозначения

- $x_t$  — значение показателя  $x$  в момент времени  $t$ ;
- $x_{ss}$  — значение показателя в стационарном состоянии (*steady state*);
- $x_t^{eq}$  — равновесное (*equilibrium*) значение показателя  $x$  в момент времени  $t$ ;
- $\Delta x_t$  — процентное изменение показателя  $x$  в годовом выражении с момента времени  $t-1$  до момента  $t$ ;
- $x_t^{gap}$  — отклонение показателя  $x$  от своего равновесного значения в момент времени  $t$ ;
- $x_t^{for}$  — значение соответствующего зарубежного показателя в момент времени  $t$ .

Основные параметры модели, с учетом российских особенностей, приведены в Таблице 1.

На основе этой модели были получены траектория потенциального выпуска, равновесные траектории реального обменного курса рубля к бивалютной корзине, реальной процентной ставки по ссудам в экономике. Кроме того, для 2000 – 2005 годов траектория целевой инфляции также была оценена как ненаблюдаемая переменная при помощи фильтра Калмана. Это было вызвано следующим.

Де-юре совместным решением Правительства России и Банка России ежегодно устанавливается целевой ориентир по инфляции. Важно отметить, что при жестком регулировании динамики обменного курса уровень цели по инфляции диктуется динамикой равновесного обменного курса и инфляцией в странах – торговых партнерах. Однако при установлении целевых ориентиров эти ограничения во внимание не принимались. Де-факто, как уже указывалось, достижение целевого ориентира по инфляции в условиях управления курсом рубля было трудновыполнимым, и по сути, вторичным, а политика состояла в нахождении компромисса между «целевым» уровнем курса и инфляции.

Таблица 1. Важнейшие параметры основных уравнений малой *ad hoc* модели трансмиссионного механизма в России

Уравнение	Параметр	Экономический смысл/ Характеристика принятого значения для России	Значение	Интервал, принятый в мировой практике
Кривая Филиппа	$\alpha_1$	Степень рациональности ожиданий / Умеренная	0,45	от 0 до 1
Кривая Филиппа	$\alpha_2$	Инерционность инфляционных процессов / Достаточно высокая	0,45	
Кривая Филиппа	$1 - \alpha_1 - \alpha_2$	Эластичность инфляции по курсу (прямое влияние курса на инфляцию, РТЕ, эффект переноса) / Невысокая	0,1	
Кривая Филиппа	$\alpha_3$	Эластичность инфляции по выпуску (зависимость инфляции от состояния спроса в экономике, коэффициент потерь в росте от снижения инфляции) / Невысокая	0,23	От 0,25 до 0,5 <sup>1</sup>
Кривая IS	$\beta_2$	Инерционность разрыва выпуска / Невысокая	0,3	от 0,5 до 0,9
Кривая IS	$\beta_3$	Влияние монетарных условий в части процентной ставки на разрыв выпуска (избыточный спрос/предложение) / Низкое	0,1	$\beta_3$ и $\beta_4$ в сумме от 0,1 до 0,3
Кривая IS	$\beta_4$	Влияние монетарных условий в части обменного курса на разрыв выпуска (избыточный спрос/предложение) / Несколько более высокое по сравнению с влиянием процентной ставки	0,2	
Правило ДКП	$\gamma_1$	Степень сглаживания политической ставки / Умеренная	0,4	
Уравнение для номинальной ставки по кредитам банков	$\xi$	Инерционность кредитной ставки / Высокая	0,7	
	$1 - \xi$	Зависимость кредитной ставки от ставки денежной политики / Низкая	0,3	

С учетом этих двух обстоятельств траектория цели по инфляции на ретроспективе была задана нами как случайное блуждание, трактуемое как де-факто отсутствие цели в ее традиционном для режима ИТ смысле. Для 2006 – 2007 годов в модели использованы целевые ориентиры по инфляции, заявленные для этих годов в Основных направлениях единой государственной денежно-кредитной политики. Такое, достаточно искусственное, построение исходило из необходимости плавного перехода к целевым значениям инфляции в рамках предполагаемого перехода к режиму ИТ. Следует подчеркнуть, что траектория цели по инфляции имеет существенное значение для интерпретации динамики всех ненаблюдаемых переменных, т.к. получаемые в рамках таких моделей равновесные уровни понимаются как инфляционно-нейтральные значения переменных, т.е. не способствующие ни ускорению, ни замедлению инфляции. Таким образом, следует особенно осторожно относиться к результатам модели для 2006 – 2007 годов.

<sup>1</sup> Интервалы имеют ориентировочный, приблизительный характер и могут меняться в зависимости от конкретной спецификации модели.



### 1.3. Результаты оценки основных ненаблюдаемых переменных



Рисунок 1 — Неявная цель по инфляции

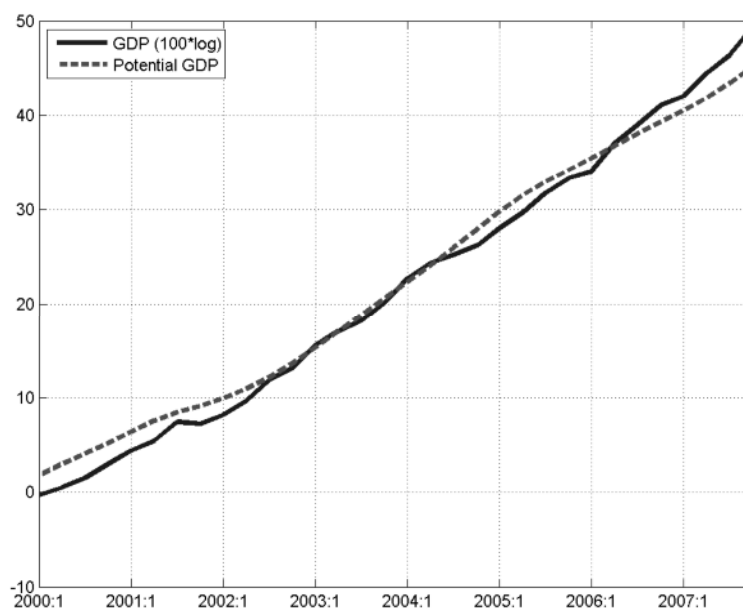


Рисунок 2а — Фактический и потенциальный выпуск

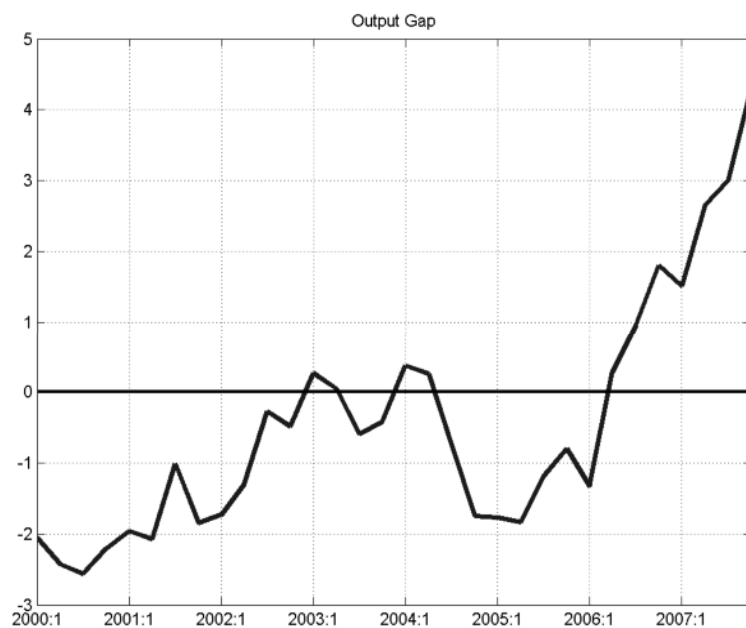


Рисунок 26 — Разрыв выпуска

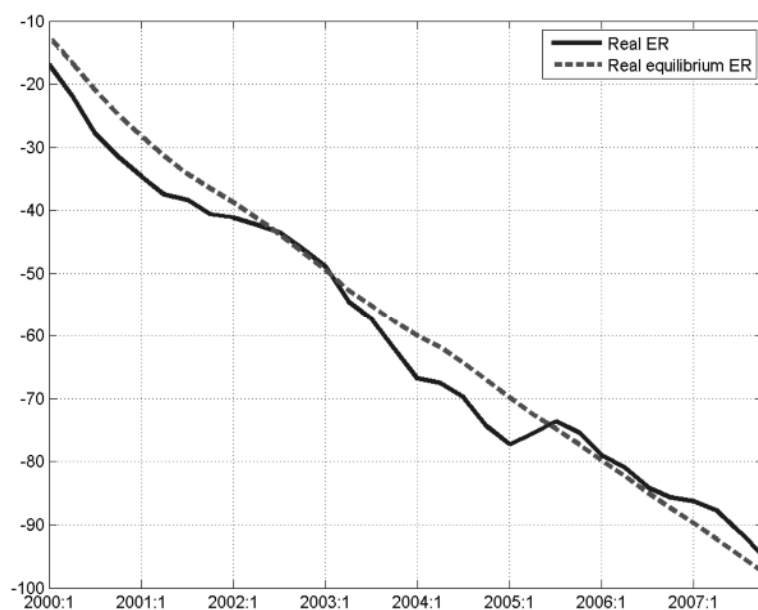


Рисунок 3а — Фактический и равновесный реальный обменный курс рубля

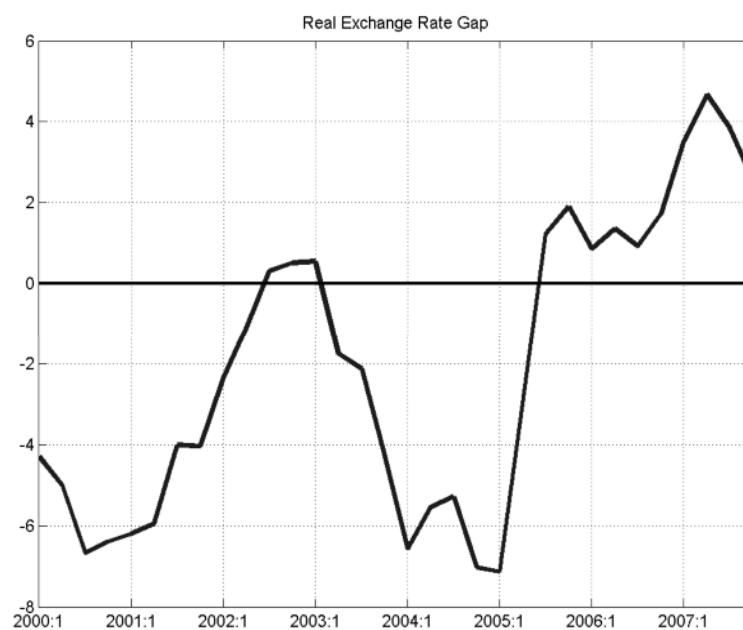


Рисунок 36 — Разрыв реального обменного курса рубля

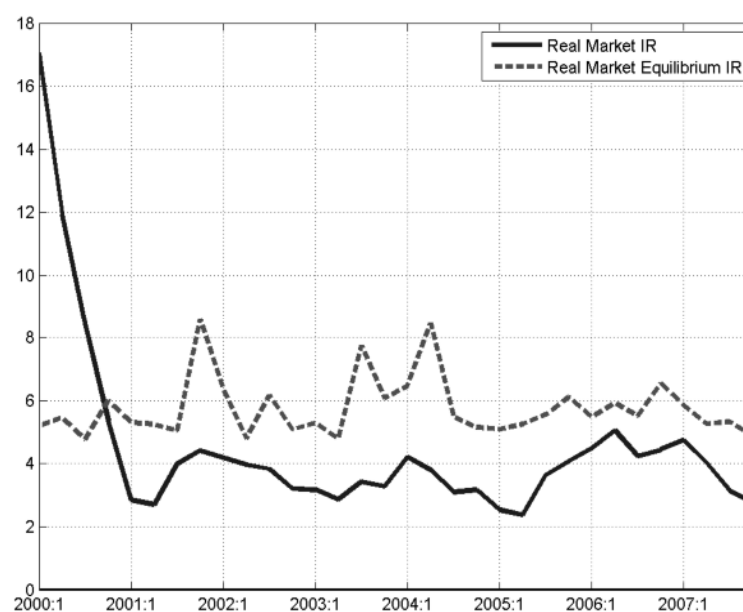


Рисунок 4а — Фактическая и равновесная реальная ставка по кредитам банков

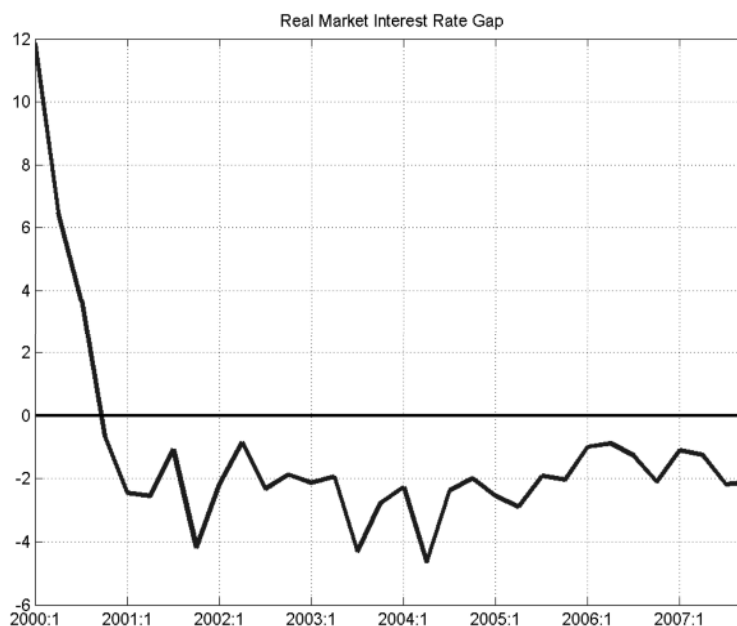


Рисунок 46 — Разрыв реальной ставки по кредитам банков

## 2. Оценка адекватности смоделированных траекторий ненаблюдаемых переменных российским условиям в 2000 – 2007 годах

Основной способ оценить «правильность» полученной в рамках модели оценки траекторий ненаблюдаемых переменных (равновесных уровней и отклонений от них фактических траекторий переменных) — проверить их соответствие на качественном уровне характеру происходивших макроэкономических процессов и денежно-кредитной политики.

Однако интерпретация результатов модели, предполагающей активную роль денежной политики в рамках ИТ в приведении инфляции к цели, затруднена в силу отсутствия на ретроспективе данного режима. В этих условиях мы оценивали, в какой мере траектории ненаблюдаемых переменных отвечали в первую очередь экспертным суждениям и эмпирическим оценкам общеэкономической динамики.

Ключевой характеристикой экономического развития страны в период после финансового кризиса 1998 года был достаточно быстрый экономический рост (в 1999 – 2007 годах его средние темпы составляли около 7% в год) при снижении инфляции (с 36,5% в 1999 году до 9,0% в 2006 году, из расчета декабрь к декабрю предыдущего года). В 2007 году рост цен ускорился (до 11,9%).

В определенной мере на это ускорение повлиял рост мировых цен на продовольствие. Россия зависит от импорта отдельных продуктов питания (Таблица 2). Кроме того, Россия является крупнейшим мировым экспортером зерна, и рост мировых цен на него сказывается на состоянии внутреннего зернового рынка.

Однако в 2007 году наблюдалось ускорение не только роста потребительских цен, но и цен производителей промышленной продукции, и цен строительной продукции. Иными словами, есть основания говорить об общем ускорении ценовой динамики, лишь отчасти связанном с внешними шоками, т.е. о действии внутренних проинфляционных факторов.

Таблица 2. Зависимость отдельных рынков продовольственных товаров России от условий внешней торговли в 2006 году.

	Доля импорта в ресурсах отдельных товаров, %	Доля экспорта в использовании отдельных товаров, %
Мясо и птица	39,1	0,0
Молоко и молокопродукты	18,1	1,3
в т.ч.		
масло животное	47,7	0,4
сыры жирные (включая брынзу)	41,1	2,2
Мука	0,3	2,2
Крупа	3,5	13,4
Макаронные изделия	15,9	10,9
Масла растительные	23,2	22,1
Овощи и продовольственные бахчевые культуры	9,0	0,4

Источник: Росстат.

Итак, рассмотрим, в какой мере интерпретация экономического развития России на ретроспективе с использованием полученных траекторий ненаблюдаемых переменных адекватна реально происходившим процессам.

## 2.1. Разрыв выпуска

В рамках неокейнсианской макроэкономической парадигмы одной из самых важных задач монетарной политики является своевременное определение степени «перегретости» экономики, т.е. того, насколько текущий уровень экономической активности превышает долгосрочный тренд (или некоторый «равновесный» уровень) или отстает от него. Одним из самых распространенных индикаторов уровня экономической активности является разрыв ВВП — величина, на которую реальный выпуск отличается от своего потенциального значения. Разрыв выпуска, т.е. разница между фактическим и потенциальным ВВП, широко используется центральными банками, применяющими режим ИТ как обобщенный показатель инфляционного давления в экономике<sup>1</sup>.

На протяжении большей части рассматриваемого нами периода, в 2000 – 2006 годах, фактический ВВП, несмотря на высокие темпы роста, практически не превышал свой потенциальный уровень, что соответствовало тенденции к замедлению инфляции. Значит, потенциальный выпуск также рос высокими темпами, т.е. производственные возможности российской экономики активно расширялись. Согласуется ли эта гипотеза с данными?

В 2000 – 2002 годах происходило быстрое наращивание производства в ходе импортозамещения (после резкого обесценения рубля в 1998 году) на имевшихся значительных свободных мощностях. По мере исчерпания этого ресурса (в 2003 – 2004 годах, когда фактический выпуск практически сравнялся с потенциальным) во все большей мере задействовались интенсивные факторы роста. Быстрыми темпами росли инвестиции в основной капитал, происходила модернизация производства, обновлялись основные фонды, что создавало основу для повышения эффективности производства. Наращивание использования незагруженных

<sup>1</sup> В общем случае в качестве такого показателя может выступать и другой индикатор состояния деловой активности, например, безработица, реальные предельные издержки.

мощностей позволяло увеличивать объемы производства при снижении удельных издержек на выпуск продукции.

Таблица 3. Отдельные показатели экономического развития России в 2000 – 2007 годах.

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
ВВП, в % к предыдущему году	110,0	105,1	104,7	107,3	107,2	106,4	107,4	108,1
Инвестиции в основной капитал, в % к предыдущему году	117,4	110,0	102,8	112,5	113,7	110,9	116,7	121,1
Затраты на технологические инновации, млрд.руб., в постоянных ценах 2000 г.	49,4	52,6	64,1	68,6	66,6	57,1	73,8	...
Ввод в действие основных фондов (без скота) в % от общей стоимости основных фондов, на конец года	1,8	2,1	2,2	2,5	2,7	3,0	3,3	...
Затраты на 1 рубль продукции, проданных товаров, оказанных услуг	...	...	89,9	89,6	87,8	87,3	87,7	87,8*
Степень износа основных фондов, на начало года, в %	39,4	41,2	44,0	42,2	42,8	44,3	45,4	...
Расходы на конечное потребление домашних хозяйств, в % к предыдущему году	107,3	109,5	108,5	107,5	112,1	111,8	111,3	113,1

Источник: Росстат.

\* За январь – сентябрь.

Однако, как показывает устойчивый рост степени износа основных фондов, инвестиций было недостаточно, что ставило пределы наращиванию производства, не ускорявшему инфляцию. По данным, основанным на опросах организаций<sup>1</sup>, с 1999 года нарастал средний уровень загрузки производственных мощностей. Начавшийся с крайне низких значений (не выше 40%), в 2007 году он превысил 70% в организациях промышленных видов экономической деятельности, приблизился к 70% — в строительстве.

В сельском хозяйстве, где ограничения со стороны факторов производства (например, эффективность использования земли, поголовье скота) могут быть снижены лишь в течение длительного времени, темпы роста производства продукции в последние годы не превышали 3,6%, что, в частности, существенно ниже темпов роста расходов на конечное потребление домашних хозяйств. Следует отметить, что в условиях, когда уровень жизни большей части населения невысок<sup>2</sup>, рост доходов транслируется преимущественно в расширение потребительского спроса, причем в значительной мере — на продукты питания.

Безработица в течение рассматриваемого периода снизилась с 10,5 до 6,1%.

Таким образом, в экономике наблюдались признаки нарастающего несоответствия между спросом и производственными возможностями (несмотря на расширение последних). Этому соответствует переход разрыва выпуска в положительную область (по модельным расчетам — в 2006 году).

<sup>1</sup> Центр экономической конъюнктуры при Правительстве Российской Федерации. Вестник деловой активности организаций России (по результатам конъюнктурных обследований). — 2007, №3 (31).

<sup>2</sup> В 2007 году 63,4% населения имели месячный среднудушевой доход ниже 12000 руб., или около 470 долл. США. В III квартале 2007 года доходы ниже прожиточного минимума имели 13,3% россиян.

## 2.2. Разрыв реального обменного курса рубля

Траектория реального равновесного укрепления рубля и отклонения от нее фактической динамики курса, т.е. разрыв курса, в рамках заданной модели соответствуют динамике инфляции и разрыва выпуска. При этом смоделированная динамика реального равновесного обменного курса российского рубля отражает тенденцию к укреплению рубля, обусловленного действием фундаментальных факторов.

Высокая инфляция в 2000 – 2002 годах, как следствие кризиса 1998 года, обеспечивала высокие темпы реального укрепления рубля. По оценкам, они были выше инфляционно-нейтральных темпов укрепления (т.е. разрыв обменного курса был в этот период отрицательным), что вместе с отрицательным разрывом выпуска соответствовало быстрому замедлению инфляции. В 2003 – 2004 годах, в условиях сближения фактического и потенциального выпуска по мере исчерпания эффектов импортозамещения, реальные темпы укрепления рубля приблизились к инфляционно-нейтральным, а в отдельные периоды они были проинфляционными (что соответствует эпизодам положительного разрыва курса). В 2004 году инфляция ускорилась. Затем, в 2005 – 2006 годах интенсивные факторы экономического развития вновь обеспечили ситуацию избыточного предложения, что обеспечило снижение темпов роста потребительских цен. Этой динамике соответствовал отрицательный разрыв обменного курса. С конца 2005 года инфляционное давление начало увеличиваться, что выражалось в росте избыточного спроса (описываемого положительным разрывом выпуска) и нарастающей недооцененности рубля относительно инфляционно-нейтрального уровня (отраженной постепенный выход разрыва курса из отрицательной области).

## 2.3. Разрыв реальной ставки по кредитам банков

Модель отражает наше представление, с одной стороны, о слабости процентного канала и, с другой стороны, о достаточно малом влиянии ставок по кредитам экономике на совокупный спрос. Отрицательные в реальном выражении процентные ставки на протяжении практически всего рассматриваемого периода обуславливали низкую эффективность манипулирования ставками для воздействия на кредитную активность и, следовательно, слабую значимость процентного канала. Важным фактором такого положения было длительное состояние структурного избытка ликвидности в российском банковском секторе. Очевидно, что на протяжении всего периода ставки находились ниже своего равновесного уровня. Отрицательный разрыв ставки в соответствии с теорией характеризует «мягкость», потенциально проинфляционную роль денежной политики, которая стимулирует в краткосрочном плане рост выпуска выше своего потенциального уровня. Важно отметить, что отрицательный разрыв ставки может рассматриваться как один из факторов доступности кредитов и нарастания кредитного бума. Так, увеличение потребительского кредитования и связанный с ним рост потребительских расходов усиливали инфляционное давление в 2006 – 2007 годах.

Тем не менее это давление не было значительным, т.к. доля кредитов в ресурсах формирования спроса населения до сих пор невелика. Это же относится и к нефинансовым предприятиям: высокая рентабельность предприятий, являющихся основными инвесторами (в таких видах экономической деятельности, как добыча полезных ископаемых, транспорт и связь), позволяет им опираться на собственные источники долгосрочного финансирования. Собственные средства занимают почти половину в источниках финансирования инвестиций крупных и средних организаций в основной капитал. Доля кредитов российских и зарубежных банков в источниках инвестиций в основной капитал крупных и средних организаций в 2007 году составляла лишь 9,4%. Тем не менее ее увеличение с 2,9% в 2000 г. свидетельствует о возрастающей доступности кредитов.

Таким образом, условия кредитования не препятствовали неинфляционному росту, в целом характерному для рассматриваемого периода.

## 2.4. Выводы

Оцененные в рамках модели при помощи фильтра Калмана траектории ненаблюдаемых переменных в целом можно считать приемлемыми, поскольку они позволяют дать трактовку экономической динамики, соответствующую характеру происходивших процессов.

Особое значение имеют оценки ненаблюдаемых переменных для периода, непосредственно предшествующего прогнозному, т.к. они являются частью начальных условий для составления прогноза. Оценки гэпов ключевых переменных на конец 2007 года, на наш взгляд, соответствуют сложившимся в российской экономике условиям. Это, прежде всего, признаки «перегрева», избыточного спроса, отражающие рост спроса в условиях производственных ограничений (положительный разрыв выпуска). Росту спроса в последние годы способствовали достаточно мягкая курсовая политика и низкий уровень реальных процентных ставок.

Это позволяет сделать вывод о том, что модель может быть использована для составления среднесрочных прогнозов экономического развития страны на период перехода к полномасштабному ИТ.

Тем не менее для уверенности в выводах полезно сравнить полученные результаты с траекториями ненаблюдаемых переменных, рассчитанных с использованием альтернативных методов. Рассмотрим некоторые из них на примере разрыва выпуска.

## 3. Альтернативные способы оценки траектории потенциального выпуска

Как уже указывалось, для целей моделирования потенциальным будем считать уровень выпуска, не создающий инфляционного давления на экономику (т.е. не способствующий ускорению или замедлению инфляции). В таком виде разрыв выпуска можно интерпретировать как обобщенный индикатор соотношения спроса и предложения в экономике (Claus, Conway, Scott 2000). Согласно этому определению, при прочих равных, положительный разрыв выпуска будет означать преобладание спроса над предложением и, следовательно, повышенное давление на цены.

Первые модели, позволяющие получить оценки разрыва, соответствующие вышеприведенной логике, были основаны на чисто статистических одномерных методиках, без использования дополнительных структурных предпосылок. Существует несколько таких методик, позволяющих провести декомпозицию временного ряда на трендовую и циклическую составляющие. При этом полученный (стохастический) тренд считается компонентой предложения (потенциальным выпуском): шоки уровня или угла наклона тренда носят перманентный характер, т.е. оказывают влияние на все свои будущие значения. Краткосрочные же циклические отклонения наблюдаемых значений от тренда соответствуют компоненте спроса.

### 3.1. Многомерные модели на основе фильтра Ходрика-Прескотта

В качестве основы для альтернативных моделей оценки разрыва выпуска были рассмотрены различные варианты расширенной спецификации фильтра Ходрика – Прескотта (далее — ХП). Одномерный фильтр ХП обладает рядом существенных недостатков. В Приложении 2 приводится базовый вариант спецификации фильтра, а также поясняется суть критики. В работе Laxton, Tetlow (1992) показано, что качество оценок фильтра ХП значительно повы-



шается при использовании дополнительной информации о рядах, связь которых с выпуском предполагается в рамках новокейнсианской экономической парадигмы. К таким переменным Лэкстон и Тетлоу отнесли уровень безработицы и инфляцию. Соответственно, для дополнения оптимизационной функции фильтра могут быть использованы остатки из уравнений кривой Филлипса и закона Оукена<sup>1</sup>.

Многомерная фильтрация для получения оценок разрыва выпуска была осуществлена с использованием двух подходов к расширению фильтра ХП.

### 3.1.1. Подход 1

Первый подход основан на представлении фильтра в виде многомерной модели ненаблюдаемых компонентов с общим циклом. Для этого одномерная модель была дополнена процессом для описания динамики безработицы, а также авторегрессионным уравнением для циклической компоненты выпуска. В соответствии с законом Оукена в колебаниях уровня безработицы была выделена равновесная составляющая  $\mu_t^u$ , а её циклические колебания были увязаны с колебаниями разрыва выпуска  $\varphi_t$ :

$$y_t = \mu_t + \varphi_t + \varepsilon_t, \quad E(\varepsilon_t) = 0, \quad \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \quad E(\eta_t) = 0, \quad \text{var}(\eta_t) = \sigma_\eta^2$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \quad E(\zeta_t) = 0, \quad \text{var}(\zeta_t) = \sigma_\zeta^2$$

$$\varphi_t = c(L)\varphi_{t-1} + \nu_t, \quad E(\nu_t) = 0, \quad \text{var}(\nu_t) = \sigma_\nu^2$$

$$u_t = \mu_t^u + d(L)\varphi_t + \varepsilon_t^u, \quad E(\varepsilon_t^u) = 0, \quad \text{var}(\varepsilon_t^u) = \sigma_{\varepsilon^u}^2$$

$$\mu_t^u = \mu_{t-1}^u + \beta_{t-1}^u + \eta_t^u, \quad E(\eta_t^u) = 0, \quad \text{var}(\eta_t^u) = \sigma_{\eta^u}^2$$

$$\beta_t^u = \beta_{t-1}^u + \zeta_t^u, \quad E(\zeta_t^u) = 0, \quad \text{var}(\zeta_t^u) = \sigma_{\zeta^u}^2.$$

Количество лагов в полиномах  $c(L)$  и  $d(L)$  было ограничено 4, чтобы отразить возможные внутригодовые колебания. С помощью фильтра Калмана можно получить МЛ-оценки параметров модели, используя которые — рассчитать траектории равновесного уровня безработицы и равновесного выпуска.

### 3.1.2. Подход 2

Второй подход представляет собой расширение функции потерь фильтра ХП. Современная экономическая теория говорит о том, что разрыв выпуска также оказывает влияние на уровни инфляции и безработицы (Laxton, Tetlow (1992)). Формально эту информацию можно использовать для улучшения качества оценок фильтра путем включения в функцию потерь остатков соответствующих уравнений, выраженных через значения разрыва:

$$L = \sum_{t=0}^T (y_t - \mu_t)^2 + \lambda \left( \sum_{t=1}^{T-1} ((\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1}))^2 \right) + \alpha_1 \sum_{t=0}^T \varepsilon_t^u + \alpha_2 \sum_{t=0}^T \varepsilon_t^\pi.$$

<sup>1</sup> Кроме того, в ряде работ (Conway, Hunt 1997; Claus 2000) сходным образом используется информация об уровне загрузки производственных мощностей.

Здесь  $\varepsilon_t^u$  — остатки из уравнения закона Оукена,  $\varepsilon_t^\pi$  — остатки из уравнения кривой Филлипса,  $\alpha_1$  и  $\alpha_2$  — коэффициенты, характеризующие значимость колебаний соответственно безработицы и инфляции по сравнению с колебаниями разрыва выпуска.

Закон Оукена задавался в виде:

$$(u_t - \mu_t^u) = k(y_t - \mu_t) + \varepsilon_t^u,$$

где  $u_t$  — уровень безработицы,  $\mu_t^u$  — равновесный уровень безработицы, оцененный простым фильтром ХП.

Для построения кривой Филлипса оценивалось следующее уравнение:

$$\pi_t = \pi_t^e + a(L)(y_t - \mu_t) + \varepsilon_t^\pi.$$

Инфляционные ожидания складывались из нескольких лаговых значений инфляции и консенсус-прогноза, рассчитанного по данным Центра Развития<sup>1</sup>; в соответствии с общепринятой практикой коэффициенты при этих переменных в сумме полагались равными единице.

### 3.2. Параметризация

Для того чтобы инициировать процедуру фильтрации для модели ненаблюдаемых компонентов, необходимо было задать начальные значения переменных и дисперсий остатков. Это было сделано следующим образом: предполагалось, что в начальный момент времени все переменные находятся на своих равновесных значениях (циклические компоненты равны нулю), положенных равными наблюдениям первого периода.

Коэффициенты  $\alpha_1$  и  $\alpha_2$  в модели расширенного фильтра ХП отвечают за сравнительную важность информации, содержащейся в остатках кривой Филлипса, закона Оукена и собственно колебаний выпуска. В работе Лэкстона и Тетлоу при оценивании использовались равные веса для всех трех составляющих. В более поздней работе специалистов Банка Новой Зеландии  $\alpha_1$  и  $\alpha_2$  были приравнены к 2. В нашей работе мы также положили их равными 2; эти значения, как нам кажется, дают наиболее адекватную оценку разрыва выпуска.

Коэффициент  $k$  в уравнении закона Оукена положен равным 0,3. Это означает, что однопроцентное увеличение выпуска, предположительно, соответствует снижению безработицы примерно на треть процента. Такая величина этого коэффициента соответствует мировой практике<sup>2</sup>, а также оценкам, полученным в изложенной выше модели ненаблюдаемых компонентов (сумма коэффициентов  $d_1, \dots, d_4$ , деленная на 100 для перехода от процентной разницы к долям единицы, равна - 0,22).

Важно также отметить итеративный характер процедуры оценивания кривой Филлипса: величина остатков данного уравнения (а следовательно, и расчетное значение потенциального выпуска) зависит от структуры входящих в него лаговых полиномов, которая, в свою очередь, оценивается исходя из некоторых, предварительно полученных значений разрыва выпуска. Поэтому оценка кривой Филлипса производилась следующим образом. На первом шаге в качестве потенциального выпуска использовались оценки простого фильтра ХП. На

<sup>1</sup> Данные ежеквартальных опросов доступны на сайте Центра, <http://dcenter.ru>

<sup>2</sup> Первоначально в работе Оукена (Окуп 1962) была получена оценка 0,35-0,4. В более поздних работах оценки этого коэффициента для разных стран колеблются от 0,12 (Япония) до 0,54 (Великобритания) (Blanchard 2006; Abel, Verpanke 2005).

полученных оценках разрыва простым МНК оценивались коэффициенты лаговых полиномов (для разрыва и ожиданий) — они подбирались таким образом, чтобы избавиться от автокорреляции в остатках. Полученные коэффициенты использовались для аналитического выражения остатков кривой Филлипса через величины разрыва. Эти выражения, вместе с выражениями для остатков из закона Оукена, подставлялись затем в расширенную формулу функции потерь фильтра ХП. В результате численной оптимизации по этой формуле получались новые значения потенциального выпуска, которые являлись отправной точкой для второго шага. Шаги повторялись до тех пор, пока оценки коэффициентов кривой Филлипса не сходились к стабильным величинам.

### 3.3. Результаты и выводы

Результаты представлены на Рисунке 5. Также для сравнения на этом рисунке представлены значения разрыва выпуска, полученные в модели КППМ.

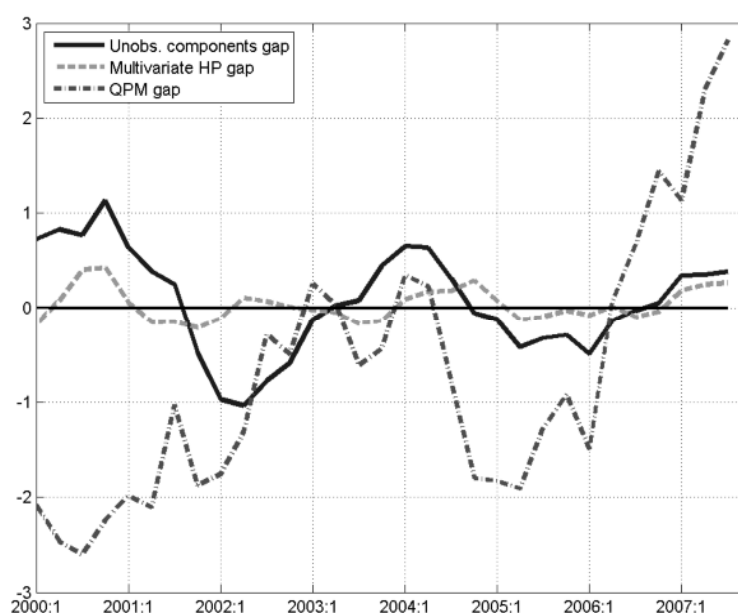


Рисунок 5. Оценки разрыва выпуска

Сравнивая полученные оценки с оценками КППМ и с интуитивными представлениями о динамике выпуска, описанными в подразделе 2.1, можно заметить, что основные расхождения — это более низкая амплитуда колебаний, а также выход разрыва в положительную область в конце 2000 — начале 2001 года. Одним из возможных объяснений последнего факта может являться ненадежность оценок двухстороннего фильтра ХП на концах выборки. Включение в модель фильтра ХП дополнительных переменных было отчасти обусловлено стремлением снизить остроту этой проблемы, но полностью решить ее, очевидно, не представляется возможным. В то же время положительный разрыв выпуска в начале исследуемого периода согласуется с динамикой инфляции. В КППМ такого не происходит потому, что рост инфляции в середине 2000 года в рамках этой модели происходит за счет факторов, не имеющих отношения к выпуску; в моделях, рассматриваемых в данном разделе, многие из этих факторов (прежде всего — динамика процентных ставок и обменного курса) не рассматриваются.

С середины 2001 года полученные оценки в целом соответствуют интуитивным представлениям о динамике выпуска. Обе модели, так же, как и КПМ, идентифицируют пик деловой активности в 2004 году (в начале года по оценкам КПМ и модели ненаблюдаемых компонентов, в конце — по оценкам многомерного фильтра ХП), показывают последующее снижение разрыва, которое может быть объяснено ускорением роста инвестиций, и, наконец, повторное увеличение разрыва в 2006 – 2007 годах, предположительно, из-за опережающего роста спроса при недостаточном уровне инвестиций в обновление основных фондов и ресурсных ограничениях.

Оценки разрыва, полученные с помощью модели ненаблюдаемых компонентов, незначительно отличаются от оценок простого ХП-фильтра, но имеют ряд значительных расхождений с оценками модели многомерного ХП-фильтра. Главным достоинством последних является то, что они отвечают смысловому наполнению, которое придается разрыву выпуска в современной макроэкономической теории, т.е. могут быть интерпретированы как показатель инфляционного давления в экономике. На графике (см. Рисунок 6) видно, что периоды, в течение которых разрыв положителен (серые области), практически полностью соответствуют периодам повышения (аннуализированной квартальной) инфляции. Таким образом, траектория разрыва, полученная с помощью расширенного фильтра ХП, может быть использована как базовая для анализа и интерпретации результатов фильтрации более сложных структурных моделей. Однако возможности использования этой модели для прогноза и анализа возможных последствий действий монетарных властей ограничены, так как среди переменных, формирующих инфляционные ожидания, присутствуют данные опросов, а предположения об их будущей динамике в рамках модели выдвигать затруднительно.

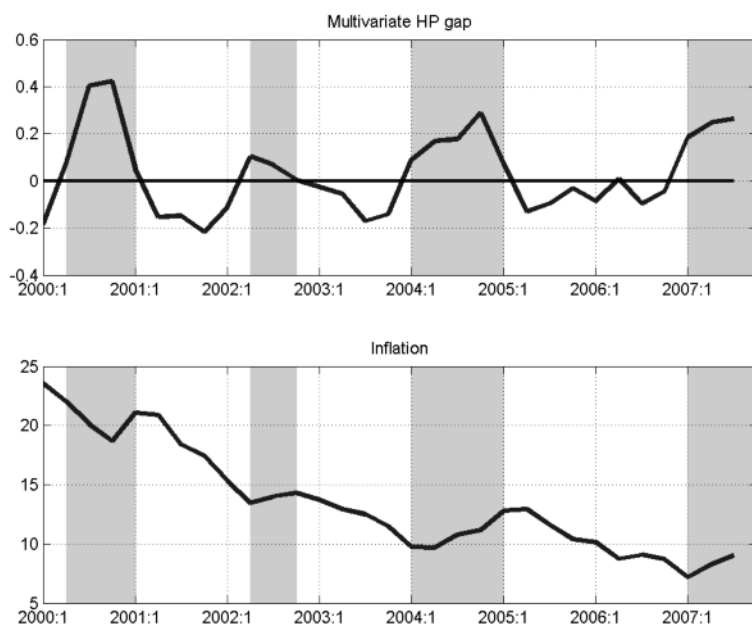


Рисунок 6. Связь разрыва выпуска и инфляции

## Заключение

В данной работе описаны результаты оценки траекторий ненаблюдаемых переменных, используемых в моделях трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики, на основании которых в Банке России ведется работа по созданию системы прогнозирования и

анализа денежной политики. Динамика разрыва выпуска, равновесного обменного курса и реальной процентной ставки, полученная при моделировании, сопоставляется с основными тенденциями экономического развития России в 2000 – 2007 годах.

Результаты сопоставления позволяют сделать вывод об адекватности оценок квартальной прогнозной модели и возможности ее использования для анализа трансмиссионного механизма и принятия решений в области монетарной политики. Необходимо отметить, что оценки ненаблюдаемых переменных довольно чувствительны к параметризации модели. В этой связи в качестве дополнительной базы для сопоставления разрыв выпуска был оценен с использованием методик, основанных на фильтре ХП. Оценки разрыва выпуска, полученные с помощью этих методик, на качественном уровне соответствуют оценкам КПМ на большей части исследуемого периода; все три оценки синхронно, хотя и в количественно разной степени, подтверждают нарастание инфляционного давления в течение последних двух лет. В то же время между оценками существует ряд несоответствий, особенно на начальных этапах. Вопрос о причинах этих несоответствий — предмет дальнейших исследований.

## Приложение

### П.1. Технические особенности использования фильтра Калмана для оценки траекторий ненаблюдаемых переменных структурных моделей

Как упоминалось ранее, использование фильтра Калмана обусловлено необходимостью совмещения экономической теории, отраженной в структурных уравнениях модели общего равновесия, с экспертными суждениями о поведении ненаблюдаемых переменных и наблюдаемыми статистическими данными.

Калмановская фильтрация позволяет учесть статистические данные при построении траекторий ненаблюдаемых переменных, а также отразить влияние структуры модели на наблюдаемые переменные. Результаты ее применения следует трактовать как описание данных сквозь призму простых и непротиворечивых суждений о принципах работы экономики. При этом адекватность данного описания проверяется путем сопоставления получившейся «истории» с общепринятой трактовкой фактической экономической динамики.

Для улучшения результатов фильтрации (для получения более адекватных траекторий) и во избежание ситуаций, при которых применить фильтр Калмана не представляется возможным, необходимо учитывать некоторые нюансы его технической реализации. Основные проблемы, возникающие в процессе фильтрации, можно разделить на два типа:

- **структурные**, когда применить фильтр Калмана не представляется возможным — для решения проблемы следует добавить, исключить или переписать какие-либо уравнения модели;
- **параметрические**, когда процедура фильтрации выполняется успешно, но ее результаты не соответствуют действительности — следует внимательнее отнестись к параметризации модели.

Приведем несколько примеров, наиболее часто встречающихся на практике, и с которыми сталкивались авторы.

На начальных стадиях фильтрации модели наиболее частыми являются структурные проблемы. Примером такой проблемы может являться невозможность оценки начальных условий для инициализации процесса фильтрации. Дело в том, что наличие в модели упреждающих лагов возможно только при условии нестационарности соответствующего числа

модельных переменных (условие Бланшара – Кана). Таким образом, простая, как в случае стационарных моделей, оценка начальных условий (математических ожиданий и дисперсий) для ненаблюдаемых переменных становится невозможной. Решением данной проблемы является использование так называемых рассеянных (diffuse) начальных условий, когда для нестационарных ненаблюдаемых переменных начальные условия оцениваются с помощью дополнительной процедуры фильтрации<sup>1</sup>.

В качестве простого примера невозможности оценки начальных условий можно привести следующую систему:

$$\begin{cases} lcp_i = \pi_i/4 + lcp_{i-1} \\ \pi_i = \pi_{i-1} + \varepsilon_i. \end{cases}$$

Если в качестве единственной наблюдаемой переменной выбрать  $\pi_i$  (темпы прироста уровня цен  $lcp_i$ ), то очевидно, что оценить начальное значение уровня цен не представляется возможным, поскольку в данных о темпах прироста не содержится информации об уровнях. Решить данную проблему можно либо выбрав в качестве наблюдаемой переменную  $lcp_i$ , либо, если первое невозможно, исключив данную переменную из модели и переписав использующие ее уравнения в темпах.

Не менее сложными в понимании причин их возникновения являются параметрические проблемы. При этом основную трудность чаще всего представляет калибровка стандартных отклонений остатков уравнений, характеризующих невязку модели, т.е. отклонение реальных данных от расчетных. С точки зрения процесса фильтрации величина стандартных отклонений остатков определяет также объясняющую силу ненаблюдаемых переменных, входящих в состав соответствующего уравнения: чем больше величина стандартного отклонения конкретного остатка, тем меньшую объясняющую силу будут иметь ненаблюдаемые переменные, входящие в состав этого уравнения.

Проведение оценок стандартных отклонений остатков по итогам фильтрации также играет большую роль в процессе понимания результатов фильтрации. Так, например, большие относительно априорных стандартные отклонения говорят о переоценке объясняющих способностей соответствующих ненаблюдаемых переменных.

## П.2. Одномерный фильтр Ходрика-Прескотта

К наиболее часто встречающимся техникам одномерной фильтрации можно отнести фильтры ХП и Бакстера – Кинга, декомпозицию Бевериджа – Нельсона, моделирование с использованием Марковских цепей и ряд других методик<sup>2</sup>. С помощью этих фильтров можно всегда получить оценки разрыва и потенциального выпуска, однако надежность этих оценок ставится под сомнение многими исследователями. Для того чтобы пояснить суть критики, целесообразно рассмотреть обобщенную модель стохастического локального тренда, частным случаем которой является одномерный фильтр ХП.

В стандартной форме фильтр ХП представляет собой последовательность  $\mu_t$ , минимизирующую функцию потерь:

$$L = \sum_{t=0}^T (y_t - \mu_t)^2 + \lambda \left( \sum_{t=1}^{T-1} ((\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1}))^2 \right),$$

<sup>1</sup> Подробное описание основных методик оценки рассеянных начальных условий см. в Harvey (1989).

<sup>2</sup> Обзор работ по многим методикам можно найти, например, в статье Canova (1999).

где  $y_t$  — наблюдаемые значения некоторого временного ряда. Соответственно, для ряда ВВП  $\mu_t$  трактуется как уровень потенциального выпуска, а  $(y_t - \mu_t)$  — как величина разрыва выпуска. В более общем виде задачу можно представить как модель локального линейного тренда:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + e_t, & E(e_t) &= 0, & \text{var}(e_t) &= \sigma_e^2, \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, & E(\eta_t) &= 0, & \text{var}(\eta_t) &= \sigma_\eta^2, \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \zeta_t, & E(\zeta_t) &= 0, & \text{var}(\zeta_t) &= \sigma_\zeta^2. \end{aligned}$$

Модель относится к классу моделей ненаблюдаемых компонентов и позволяет разбить ряд  $y_t$  на тренд «потенциального выпуска»  $\mu_t$  и остаточную компоненту  $e_t$ . При этом сам тренд задается как процесс случайного блуждания (RW) с дрейфом  $\beta_t$ , который, в свою очередь, также является RW-переменной. Оценки тренда, полученные с помощью фильтра ХП, будут совпадать с оценками этой модели в случае  $\sigma_\eta^2 = 0$  (Harvey, Jaeger 1993). Единственный параметр фильтра  $\lambda$  при этом соответствует отношению дисперсий случайной компоненты и коэффициента, определяющего угол наклона тренда<sup>1</sup>:  $\lambda = \sigma_e^2 / \sigma_\zeta^2$ .

Модель можно усложнить, разбив случайную составляющую на циклическую компоненту  $\varphi_t$ , поведение которой отвечало бы интуитивным представлениям о динамике разрыва, и полностью случайный остаток:

$$y_t = \mu_t + \varphi_t + \varepsilon_t, \quad E(\varepsilon_t) = 0, \quad \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2.$$

Дополнительное предположение о циклическом характере колебаний можно формализовать, например, с помощью авторегрессионного процесса с рядом ограничений на коэффициенты и дисперсию остатков (Guay, St-Amant 1996)<sup>2</sup>.

Использование фильтра Калмана позволяет получить траектории потенциального выпуска и разрыва выпуска для такой модели. Кроме того, при оценивании появляется дополнительный критерий применимости фильтра ХП: можно проверить гипотезу о равенстве нулю  $\sigma_\eta^2$ . Одно из главных направлений критики использования данного фильтра заключается как раз в том, что эта гипотеза довольно часто не подтверждается. В работе 1993 года Харвей и Джегер проверили указанное предположение на данных о ВВП разных стран и обнаружили, что в полной мере оно справедливо лишь для США. Это позволило им сделать вывод о том, что, строго говоря, в существующем виде фильтр ХП предназначен для оценки разрыва именно американского ВВП (Harvey, Jaeger 1993).

<sup>1</sup> Прескотт в своей работе, посвященной обоснованию параметризации фильтра, аргументировал выбор коэффициента  $\lambda$  тем, что для квартальных данных США  $\lambda = 1600$  порождала цикл колебаний темпов экономического роста продолжительностью примерно 32 квартала, что, по его мнению, соответствовало действительности на тот момент (Prescott, 1986).

<sup>2</sup> Распространенным альтернативным способом является моделирование циклических колебаний с помощью стохастических синусоид (Harvey 1989):

$$\begin{aligned} \varphi_t &= \rho \cos \lambda_c \varphi_{t-1} + \rho \sin \lambda_c \varphi_{t-1} + \psi_t, & E(\psi_t) &= 0, & \text{var}(\psi_t) &= \sigma_\psi^2, \\ \varphi_t &= -\rho \sin \lambda_c \varphi_{t-1} + \rho \cos \lambda_c \varphi_{t-1} + \varphi'_t, & E(\varphi'_t) &= 0, & \text{var}(\varphi'_t) &= \sigma_{\varphi'}^2. \end{aligned}$$

Такая форма модели удобна тем, что предоставляет легко понятную интерпретацию дополнительных параметров. Здесь  $\rho$  — параметр, отвечающий за амплитуду циклических колебаний, а  $\lambda_c$  — частота цикла в радианах. Классический фильтр ХП также является частным случаем этой модели, где  $\rho = 0$  и/или  $\sigma_\psi^2 = 0$ .

Помимо вопросов параметризации, к важным недостаткам одномерного фильтра ХП следует отнести и так называемую «проблему конечной точки». Она заключается в том, что фильтр представляет собой, по сути, двустороннее скользящее среднее<sup>1</sup>, поэтому оценки декомпозиции выпуска в текущем (т.е. последнем в данной выборке) периоде ненадежны — в том смысле, что они могут быть значительно скорректированы при добавлении в выборку новых наблюдений и повторной оценке по расширенной выборке. Этот недостаток снижает привлекательность использования фильтра ХП для принятия решений в сфере монетарной политики, где принципиально важной является именно оценка текущего состояния экономики<sup>2</sup>.

Наконец, результаты исследований применимости фильтра ХП с использованием метода Монте-Карло позволяют сделать вывод о том, что точность декомпозиции на тренд и цикл сильно зависит от характеристик процесса, порождающего данные. В работе (Guay, St-Amant 1996) показано, что ограничения, при которых фильтр с  $\lambda = 1600$  даст точные оценки тренда и циклической компоненты, не характерны для реальных рядов ВВП.

## Список используемых источников

- Корищенко К.Н. Проблемы перехода к инфляционному таргетированию в России. — СПб.: Изд-во СПбГУЭФ, 2006.
- Петрик А., Николайчук С. Структурная модель трансмиссионного механизма монетарной политики в Украине // Вестник НБУ. — 2006. — №3. — С. 12–20.
- Улюкаев А.В., Замулин О.А., Куликов М.В. Предпосылки и последствия внедрения таргетирования инфляции в России. — Экономическая политика. 2006 № 1 (3).
- Berg A., Karam P., Laxton D. A Practical Model-Based Approach to Monetary Policy Analysis — Overview. — IMF, WP/06/80.
- Berg A., Karam P., Laxton D. A Practical Model-Based Approach to Monetary Policy Analysis — A How-to Guide. — IMF, WP/06/81.
- Abel A.B. and Bernanke B.S. (2005). Macroeconomics (5th ed.). Pearson Addison Wesley.
- Artus J.R. (1977). Measures of potential output in manufacturing for eight industrial countries, 1955-78, IMF Staff Papers 24, 1-35.
- Baxter M. and King R. (1995). Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series, NBER Working Paper No. 5022.
- Blanchard O. (2006). Macroeconomics (4th ed.). Pearson Prentice Hall.
- Butler L. (1996). A semi-structural method to estimate potential output: combining economic theory with a time-series filter, Bank of Canada Technical Report No. 76.
- Canova F. (1999). Does Detrending Matter for the Determination of the Reference Cycle and the Selection of Turning Points? The Economic Journal, Vol. 109, No. 452. (Jan., 1999), p. 126 – 150.
- Claus I. (2000). Estimating potential output: a structural VAR approach, Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper DP2000/03.
- Claus I., Conway P., Scott A. (2000). The output gap: measurement, comparisons and assessment, Reserve Bank of New Zealand Research Paper #44.
- Fisher I. (1933). The debt-deflation theory of great depressions, *Econometrica* 1, 337 – 357.
- Guay A., St-Amant P. (1996). Do mechanical filters provide a good approximation of business cycles? Bank of Canada Technical Report No. 78.
- Harvey A.C. (1989). Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter, Cambridge University Press.
- Harvey A.C., Jaeger A. (1993). Detrending, stylized facts and the business cycle, *Journal of Applied Econometrics* 8, 231 – 247.
- Hodrick R.J., Prescott E.C. (1997). Post-war US business cycles: an empirical investigation, *Journal of Money, Credit and Banking* 29, 1 – 16.

<sup>1</sup> Под словом «двустороннее» здесь подразумевается, что для получения оценок используются не только исторические данные и текущее состояние, но также и информация о будущих значениях исследуемого показателя.

<sup>2</sup> В работе Батлера (Butler 1996) был предложен один из вариантов решения данной проблемы — добавление в функцию потерь штрафа за отклонение потенциального выпуска от некоторого фиксированного долгосрочного темпа роста на протяжении нескольких последних периодов (обычно — 12 периодов, т.к. Бакстер и Кинг показали (Baxter, King 1995), что фильтр ХП подвержен end-point-искажениям в значимой степени на протяжении 12 первых и 12 последних периодов). В нашей работе подобное дополнение пока не рассматривалось.



Laxton D., Tetlow R. (1992). A simple multivariate filter for the measurement of potential output, Bank of Canada technical report No 59.

Okun A. (1962), Potential GNP: its measurement and significance, In Proceedings of the Business and Economics Section, American Statistical Association, 98 – 104.

Prescott E.C. (1986), Theory ahead of business cycle measurement, Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis, issue Fall, pages 9 – 22.

The Czech National Bank's Forecasting and Policy Analysis System. – Ed. by Coats W., Laxton D., Rose D.