

Эконометрическая оценка структурной макроэкономической модели российской экономики

В статье анализируется применимость динамических стохастических моделей общего равновесия с широким набором номинальных и реальных «жесткостей» для изучения делового цикла российской экономики. Оценивается структурная модель российской экономики и производится разложение циклической компоненты основных макроэкономических переменных по экзогенным шокам.

Ключевые слова: динамические стохастические модели общего равновесия; малая открытая экономика; деловые циклы; байесовский подход в эконометрике.

JEL classification: C11; E32; E40; E47; F41.

1. Введение

В последнее десятилетие был достигнут значительный прогресс как в спецификации, так и в оценивании динамических стохастических моделей общего равновесия (DSGE). Целью построения DSGE моделей, как правило, является изучение делового цикла. Но, в отличие от векторных авторегрессий, DSGE модели прочно опираются на экономическую теорию и предлагают формальный экономико-математический аппарат для изучения факторов делового цикла и анализа экономической политики, с данной точки зрения они меньше подвержены критике Лукаса (Lucas, 1976). С другой стороны, поскольку DSGE модели прочно основаны на теории, они часто являются слишком стилизованными, чтобы можно было привести их в непосредственное соответствие с данными (см., например, (Ireland, 2004)).

В качестве ключевых работ относительно спецификации и оценки DSGE моделей можно выделить (Christiano et al., 2001, 2005; Smets, Wouters, 2003, 2007). В работах (Christiano et al., 2001, 2005) было показано, что DSGE модель с широким набором реальных и номинальных жесткостей, таких как жесткость цен и номинальных заработных плат¹, привычки в потреблении, издержки на установку капитала и издержки интенсивности загрузки капитальных мощностей, достаточно хорошо способна воспроизводить динамические отклики на шоки денежно-кредитной политики.

В работах (Smets, Wouters, 2003, 2007) авторы строят DSGE модели для Европы и США, спецификации которых в целом согласуются с работами (Christiano et al., 2001, 2005), и оценивают их с помощью байесовских эконометрических методов. Согласно результатам (Smets, Wouters, 2003, 2007), оцененные DSGE модели обеспечивают хорошую согласованность

¹ Это означает, что данные ценовые показатели не являются гибкими в краткосрочном периоде и приспосабливаются к изменениям спроса только с течением некоторого времени.

моделей с эмпирическими данными и конкурируют в прогнозных свойствах с сугубо эконометрическими моделями.

В настоящей статье делается попытка применить данный подход для анализа делового цикла российской экономики. Несомненно, при этом возникает множество ограничений. Достаточно спорным является вопрос о применимости DSGE моделей для изучения делового цикла в развивающихся экономиках. В работе (Aguilar, Gopinath, 2007) авторы приходят к выводу, что основным источником флуктуаций развивающихся экономик являются шоки трендового роста, а не временные колебания вокруг детерминированного тренда.

Вопрос о применимости DSGE моделей является важным и для российской экономики. В частности, возможно, больший интерес заключается в изучении именно трендовой, а не циклической компоненты динамики отечественной экономики. Здесь также возникает проблема разделения динамики макроэкономических переменных на трендовую и циклическую составляющие. Вызывает сомнение вопрос о том, насколько хорошо технические методы фильтрации могут произвести такую декомпозицию для имеющихся данных.

С другой стороны, источники флуктуаций развивающихся экономик могут быть совершенно другими по сравнению с развитыми экономиками. Например, в работе (Mendoza, 1995) приводятся доводы в пользу условий торговли в качестве превалирующей движущей силы делового цикла в развивающихся экономиках. В работе (Uribe, Yue, 2006) — в пользу шоков премии за риск к отечественным активам в качестве важного источника делового цикла, при этом наличие процентного спреда к отечественным активам, величина которого зависит от внутренних факторов, может значительно усиливать деловой цикл в развивающихся экономиках.

Предлагаемая в настоящей работе модель является достаточно стилизованной и не призвана полностью объяснить действительность. В работах (Smets, Wouters, 2003, 2007) рассматривался обширный набор структурных шоков экономики², и соответствующие экзогенные переменные являлись ненаблюдаемыми (латентными). Можно утверждать, что провести аналогичный качественный эконометрический анализ для российской экономики невозможно из-за короткой длины временных рядов, что непосредственно обуславливает проблему идентификации структурных шоков на имеющихся данных.

В настоящей работе ставится лишь вопрос о том, насколько ряд экзогенных шоков способен объяснить деловой цикл отечественной экономики. В частности, эконометрические оценки влияния мировых цен на нефть на российскую экономику (см., например, Казакова, Синельников-Мурылев, 2009; Мельников, 2010; Ito, 2009) говорят о достаточно сильной зависимости отечественной экономики от данного фактора внешнеэкономических условий. Особый интерес представляет вопрос, насколько изменения цен на нефть способны объяснить деловой цикл в российской экономике в рамках теоретической модели общего равновесия.

Макроэкономические эффекты влияния на российскую экономику изменений цен на нефть в контексте DSGE моделей изучались в рамках имитационного анализа, например, в работах (Sosunov, Zamulin, 2006a, 2006b). В настоящей статье рассматривается модель с большим набором механизмов, обеспечивающих динамику макроэкономических переменных, для ее оценки используются байесовские эконометрические методы.

² В работе (Smets, Wouters, 2003) рассматривалось десять структурных шоков и семь наблюдаемых переменных, а в (Smets, Wouters, 2007) — семь шоков и семь переменных.

В качестве структурных шоков рассматриваются: 1) шок экспортных доходов, определяющим фактором которых являются мировые цены на нефть; 2) шок обменного курса; 3) шок совокупной факторной производительности (СФП) и 4) шок премии за риск к отечественным активам. При этом в эконометрическом анализе экспортные доходы и обменный курс используются в качестве наблюдаемых переменных, что в некотором смысле упрощает проблему идентификации. Шок премии за риск к национальным активам трактуется как некоторый обобщенный фактор несовершенства финансового рынка и шоков финансового сектора.

Работа построена следующим образом. В разделе 2 приводится описание теоретической модели, в разделе 3 описываются используемые данные и результаты эконометрического анализа. В заключении приводятся основные выводы и результаты работы.

2. Теоретическая модель

В данном разделе приводится описание теоретической модели российской экономики. Предлагаемая модель, основанная на работах (Christiano et al., 2001, 2005; Smets, Wouters, 2003, 2007), представляет собой малую открытую экономику с пятью отечественными экономическими агентами: 1) домохозяйства; 2) центральный банк; 3) фирмы, производящие товар конечного потребления; 4) фирмы, производящие отечественный промежуточный товар; 5) импортирующие фирмы.

Разделение всех фирм на три типа позволяет моделировать жесткость цен как на отечественные промежуточные товары, так и на импортные товары, а также анализировать эффект неполного переноса изменений валютного курса в цены импортных товаров на отечественном рынке. Фирмы, производящие товары конечного потребления, используют в качестве факторов производства промежуточные импортные и отечественные товары и производят продукт, который в дальнейшем идет на потребление домашних хозяйств и инвестиции. Такое предположение является сильным упрощением и не учитывает различное соотношение импортных и отечественных товаров в инвестициях и потреблении.

На данном этапе построения модели происходит абстрагирование от фискального блока и отнесение фискального сектора к экономической деятельности домохозяйств. В дальнейшем предполагается расширение модели до детализированного описания экономической деятельности фискального блока.

Совокупный экспорт моделируется как экзогенная переменная, представляющая собой чистый трансферт из-за границы. Такая предпосылка может быть мотивирована преобладанием нефти, газа и других сырьевых товаров в экспорте российской экономики.

2.1. Домохозяйства

Предполагается, что в экономике существует континуум домохозяйств $\tau \in [0, 1]$. Каждое домохозяйство максимизирует свое ожидаемое благосостояние $U_i(\tau)$, являющееся дисконтированной суммой полезностей от потребления $C_i(\tau)$ и количества отработанных часов $L_i(\tau)$. Полезность домохозяйства положительно зависит от потребления и отрицательно —

от количества отработанных часов. Предполагается следующая сепарабельная функция благосостояния:

$$U_t(\tau) = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left(\frac{(C_{t+s}(\tau) - H_{t+s})^{1-\sigma_C}}{1-\sigma_C} - \frac{\mu}{1+\sigma_L} (L_{t+s}(\tau))^{1+\sigma_L} \right), \quad (1)$$

где E_t — оператор условного математического ожидания на основе всей доступной информации на момент времени t , σ_C — обратная величина к межвременной эластичности замещения, σ_L — обратная величина к эластичности предложения труда по реальной заработной плате, μ — нормировочная константа, β — субъективный коэффициент дисконтирования, H_t — переменная, характеризующая привычки домохозяйств в потреблении, отражающие инерционность динамики потребления домохозяйств во времени.

В соответствии с (Smets, Wouters, 2003, 2007) считается, что переменная привычек домохозяйств в потреблении H_t пропорциональна агрегированному потреблению в прошлом периоде времени:

$$H_t = hC_{t-1}.$$

В модели предполагается, что домохозяйства владеют капиталом и сдают его в аренду фирмам. При этом объем капитала, который арендуется фирмами, может быть изменен как за счет соответствующих инвестиционных решений, так и за счет интенсивности загрузки физического капитала. В свою очередь, интенсивность загрузки физического капитала связана с некоторыми реальными издержками в терминах конечного выпуска.

В модель также вводится жесткость номинальных заработных плат. Предполагается, что домохозяйства наделены дифференцированным трудом и имеют некоторую монопольную власть на рынке труда. Таким образом, каждое домохозяйство устанавливает цену на свой труд при эластичной функции спроса на труд.

При моделировании жесткости зарплат используется подход к ценообразованию по (Calvo, 1983) и предполагается, что домохозяйство в каждый период времени может изменить свою заработную плату с некоторой экзогенной вероятностью $(1 - \xi_W)$. Привлекательность ценообразования по (Calvo, 1983) заключается в том, что в данном подходе естественным образом возникает понятие продолжительности ценового контракта и параметр ξ_W имеет наглядную экономическую интерпретацию. Но в случае моделирования жесткости заработных плат подход (Calvo, 1983) сильно усложняет задачу, т. к. среди домохозяйств возникает гетерогенность. Они начинают сталкиваться как с агрегированной неопределенностью, так и с индивидуальной неопределенностью ввиду вариации в индивидуальных трудовых доходах.

Чтобы обойти эту проблему, в модель вводятся отечественные контингентные ценные бумаги, позволяющие застраховать домохозяйство от индивидуальной неопределенности. Такая предпосылка является стандартной при построении современных DSGE моделей (см., например, (Erceg et al., 2000; Christiano et al., 2001, 2005; Smets, Wouters, 2003, 2007)). Она обеспечивает, что в равновесии домохозяйства являются однородными относительно потребления и владения активами. Неоднородность наблюдается только для отработанных часов и заработной платы.

Домохозяйства максимизируют свое благосостояние при следующих динамических бюджетных ограничениях:

$$C_t(\tau) + I_t(\tau) + \frac{B_t(\tau)}{P_t} + \frac{S_t B_t^*(\tau)}{P_t} = \frac{W_t(\tau)}{P_t} L_t(\tau) + \frac{R_t^k}{P_t} u_t K_{t-1}(\tau) + \\ + \frac{R_{t-1} B_{t-1}(\tau)}{P_t} + \frac{S_t \tilde{R}_{t-1}^* B_{t-1}^*(\tau)}{P_t} + \frac{Pr_t(\tau)}{P_t} + \frac{S_t X_t}{P_t} + A_t(\tau) - G(u_t(\tau)) K_{t-1}(\tau),$$

где $C_t(\tau)$ — потребление, $I_t(\tau)$ — инвестиции, $B_t(\tau)$ — номинальная стоимость отечественных облигаций, $B_t^*(\tau)$ — номинальная стоимость облигаций в иностранной валюте, приобретенных на внешнем финансовом рынке, P_t — индекс агрегированных цен товаров конечного потребления, S_t — номинальный обменный курс, $W_t(\tau)$ — номинальная заработная плата, R_t^k — рентная цена капитала, u_t — интенсивность загрузки капитальных мощностей, $K_t(\tau)$ — физический капитал, R_t — валовая доходность по отечественным облигациям, \tilde{R}_t^* — валовая доходность по вложениям в иностранные облигации, $Pr_t(\tau)$ — прибыль фирм, полученная в виде дивидендов, X_t — экспортный доход, $A_t(\tau)$ — отечественные контингентные ценные бумаги, $G(u_t(\tau))$ — издержки на загрузку единицы физического капитала с интенсивностью $u_t(\tau)$.

Экспорт рассматривается как экзогенный трансферт дохода из-за границы, а динамика экспорта моделируется в виде следующего стохастического процесса:

$$\ln(X_t) = (1 - \rho_X) \ln(\bar{X}) + \rho_X \ln(X_{t-1}) + u_t^X,$$

где ρ_X — коэффициент автокорреляции, \bar{X} — долгосрочный уровень экспорта, $u_t^X \sim N(0, \sigma_X^2)$ — шок экспортного дохода.

В модели также предполагается, что валовая доходность \tilde{R}_t^* по вложениям в иностранные облигации определяется с некоторой премией за риск (к безрисковой доходности) \hat{R}_t^* на внешнем финансовом рынке, зависящей от агрегированного уровня сбережений (долга) отечественной экономики в долях ВВП. Предполагается следующая функциональная форма:

$$\tilde{R}_t^* = R_t^* \exp\left(-\psi_B \left(\frac{S_t B_t^*}{P_t Y_t}\right) + \hat{\varepsilon}_t^R\right),$$

где Y_t — агрегированный конечный выпуск, который будет определен ниже.

Спецификация данной зависимости соответствует работе (Adolfson et al., 2007). Параметр ψ_B определяет чувствительность эндогенной составляющей премии за риск к изменениям в сбережениях (долге) национальной экономики. В модель также вводится экзогенная составляющая премии за риск $\hat{\varepsilon}_t^R$, которая описывается следующим стационарным AR(1) процессом:

$$\hat{\varepsilon}_t^R = \rho_R \hat{\varepsilon}_{t-1}^R + u_t^R,$$

где ρ_R — коэффициент автокорреляции, $u_t^R \sim N(0, \sigma_R^2)$ — шок премии за риск к национальным активам.

Вторым ограничением оптимизационной задачи домохозяйств является уравнение динамики накопления физического капитала:

$$K_t(\tau) = (1 - \delta)K_{t-1}(\tau) + \left(1 - \Psi\left(\frac{I_t(\tau)}{I_{t-1}(\tau)}\right)\right)I_t(\tau),$$

где δ — норма выбытия капитала, $\Psi(\cdot)$ — издержки на установку нового капитала. Предполагается, что $\Psi(1) = 0$, $\Psi'(1) = 0$ и $\Psi''(1) = \varphi$.

В соответствии с работами (Christiano et al., 2001, 2005) предполагается, что издержки на установку нового капитала зависят от темпа изменения инвестиций. Такая спецификация обеспечивает инерционную динамику инвестиций в ответ на шоки экономики.

Определим также переменную загруженного капитала $\tilde{K}_t(\tau)$, который арендуется фирмами у домохозяйств и в дальнейшем используется в производственном процессе:

$$\tilde{K}_t(\tau) = u_t(\tau)K_{t-1}(\tau).$$

Как отмечалось выше, предпосылка о существовании отечественных контингентных ценных бумаг обеспечивает, что в равновесии домохозяйства являются однородными относительно потребления и владения активами. Условия оптимальности задачи домохозяйства относительно выбора потребления, объема покупки отечественных облигаций и внешних облигаций приводит к следующим уравнениям (индекс τ опущен):

$$\begin{aligned} \Lambda_t &= (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma_c}, \\ \Lambda_t &= \beta E_t \left[\Lambda_{t+1} \frac{R_t}{\pi_{t+1}} \right], \\ \Lambda_t &= \beta E_t \left[\Lambda_{t+1} \frac{\tilde{R}_t^* S_{t+1}}{\pi_{t+1} S_t} \right], \end{aligned}$$

где Λ_t — множитель Лагранжа при бюджетном ограничении, являющийся теневой ценой потребления.

Условия оптимальности по физическому капиталу, инвестициям и интенсивности загрузки капитала приводят к следующим динамическим уравнениям (индекс τ опущен):

$$\begin{aligned} Q_t &= E_t \left[\beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} (Q_{t+1}(1 - \delta) + u_{t+1}r_{t+1}^k - G(u_{t+1})) \right], \\ Q_t \Psi' \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \frac{I_t}{I_{t-1}} - \beta E_t Q_{t+1} \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \Psi' \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 + 1 &= Q_t \left(1 - \Psi \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right), \\ r_t^k &= G'(u_t), \end{aligned}$$

где Q_t — теневая реальная стоимость единицы капитала, $r_t^k = R_t^k / P_t$ — реальная рентная цена.

Предполагается, что $G(1) = 0$ и $G'(1) = 1 / \beta - 1 + \delta$. Введем параметр $\psi_U = G'(1) / G''(1)$, представляющий собой эластичность интенсивности загрузки физического капитала по рентной цене.

Перейдем к задаче выбора номинальной заработной платы. Предполагается следующий вид спроса на труд домохозяйства τ :

$$L_t(\tau) = \left(\frac{W_t(\tau)}{W_t} \right)^{-(1+\lambda_w)/\lambda_w} L_t,$$

где $(1 + \lambda_w) / \lambda_w$ — эластичность спроса на труд отдельного домохозяйства, L_t — агрегированный спрос на труд и W_t — агрегированный уровень зарплаты, которые определяются с помощью следующих функций агрегирования:

$$L_t = \left[\int_0^1 (L_t(\tau))^{1/(1+\lambda_w)} d\tau \right]^{1+\lambda_w},$$

$$W_t = \left[\int_0^1 (W_t(\tau))^{-1/\lambda_w} d\tau \right]^{-\lambda_w}.$$

Предполагаем, что домохозяйство в каждый период времени с экзогенной заданной вероятностью $(1 - \xi_w)$ получает сигнал, при реализации которого оно устанавливает зарплату исходя из максимизации своего благосостояния (1).

В случае неполучения данного сигнала в настоящей модели, как и в работах (Smets, Wouters, 2003, 2007), предполагается частичная индексация номинальных заработных плат к инфляции агрегированного уровня цен:

$$W_t(\tau) = \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{\gamma_w} W_{t-1}(\tau),$$

где γ_w — степень индексации заработных плат. Если $\gamma_w = 0$, то не происходит индексации номинальных заработных плат, а если $\gamma_w = 1$, то номинальные заработные платы полностью индексируются к инфляции прошлого периода.

Условие оптимальности для домохозяйств, максимизирующих в данный период времени зарплату $\tilde{W}_t(\tau)$, принимает вид:

$$\frac{\tilde{W}_t(\tau)}{P_t} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\xi_w \beta)^s \left(\frac{P_t / P_{t-1}}{P_{t+s} / P_{t+s-1}} \right)^{\gamma_w} \frac{L_{t+s}(\tau) V_{t+s}^C(\tau)}{1 + \lambda_w} + E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\xi_w \beta)^s V_{t+s}^L(\tau) L_{t+s}(\tau) = 0,$$

где $V_t(\tau) = \frac{(C_t(\tau) - H_t)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} - \frac{\mu}{1+\sigma_L} (L_t(\tau))^{1+\sigma_L}$, $V_t^C(\tau) = (C_t(\tau) - H_t)^{-\sigma_c}$ — предельная полезность потребления, $V_t^L(\tau) = -\mu (L_t(\tau))^{\sigma_L}$ — предельная «пагубность» работы. Индекс τ при потреблении можно опустить ввиду гомогенности по данной переменной.

Поскольку все домохозяйства, оптимизирующие зарплаты в данный период времени, устанавливают одну и ту же зарплату, общий индекс номинальных зарплат определяется в следующем виде:

$$(W_t)^{-1/\lambda_w} = \xi_w \left(W_{t-1} \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{\gamma_w} \right)^{-1/\lambda_w} + (1 - \xi_w) (\tilde{W}_t(\tau))^{-1/\lambda_w}.$$

2.2. Производство товара конечного потребления

В модели предполагается, что фирмы, производящие товар конечного потребления, действуют на рынке совершенной конкуренции и в качестве факторов производства используют дифференцированные промежуточные отечественные товары и импортные товары. Производственный процесс в данном секторе описывается с помощью следующей функции Кобба–Дугласа:

$$Y_t = \frac{(Im_t)^\omega (Y_t^d)^{1-\omega}}{\omega^\omega (1-\omega)^\omega},$$

где Y_t — агрегированный конечный выпуск, Im_t — агрегированный импорт, Y_t^d — агрегированный выпуск отечественных промежуточных товаров, ω — эластичность агрегированного конечного выпуска по импорту. В работе (Карев, 2009) также предполагалась функция Кобба–Дугласа при формализации выбора между отечественными и импортными товарами.

В свою очередь, Im_t и Y_t^d определяются с помощью следующих функций агрегирования:

$$Im_t = \left[\int_0^1 (Im_t(i))^{1/(1+\lambda_{pm})} di \right]^{1+\lambda_{pm}}, \quad (2)$$

$$Y_t^d = \left[\int_0^1 (Y_t^d(j))^{1/(1+\lambda_{pd})} dj \right]^{1+\lambda_{pd}}, \quad (3)$$

где $Im_t(i)$ — товар i -й фирмы-импортера, $Y_t^d(j)$ — товар j -й фирмы, производящей отечественные промежуточные товары. В уравнениях (2) и (3) интеграл берется по континууму фирм-импортеров и производителей отечественных промежуточных товаров соответственно. Параметры λ_{pm} и λ_{pd} определяют величину маржи в соответствующих секторах.

Задача минимизации расходов фирмы, производящей конечный продукт, приводит к следующим функциям спроса на отдельные промежуточные товары:

$$Im_t(i) = \left(\frac{P_t^m(i)}{P_t^m} \right)^{-(1+\lambda_{pm})/\lambda_{pm}} \left[\omega \frac{P_t}{P_t^m} Y_t \right],$$

$$Y_t^d(j) = \left(\frac{P_t^d(j)}{P_t^d} \right)^{-(1+\lambda_{pd})/\lambda_{pd}} \left[(1-\omega) \frac{P_t}{P_t^d} Y_t \right],$$

где $P_t^m(i)$ — цена товара i -й фирмы-импортера, $P_t^d(j)$ — цена товара j -й фирмы, производящей отечественные промежуточные товары, P_t^m — агрегированный уровень цен импортных товаров на внутреннем рынке, P_t^d — агрегированный уровень цен отечественных промежуточных товаров, P_t — агрегированный уровень цен товаров конечного потребления.

В свою очередь, индексы цен определяются следующими выражениями:

$$P_t^m = \left[\int_0^1 (P_t^m(i))^{-1/\lambda_{pm}} di \right]^{-\lambda_{pm}},$$

$$P_t^d = \left[\int_0^1 (P_t^d(j))^{-1/\lambda_{pd}} dj \right]^{-\lambda_{pd}},$$

$$P_t = (P_t^m)^\omega (P_t^d)^{1-\omega}.$$

2.3. Импортёры

В настоящей модели предполагается, что существует отдельный сектор импортирующих фирм, которые покупают однородный импортный товар на внешнем рынке, дифференцируют его, после чего продают на внутреннем рынке. Считается, что импортирующие фирмы не несут каких-либо дополнительных издержек на производство своего промежуточного продукта, кроме затрат на покупку данного товара на внешнем рынке.

При моделировании ценообразования на импортные товары на внутреннем рынке используется подход (Calvo, 1983) и предполагается, что импортирующие фирмы в каждый период времени с экзогенной заданной вероятностью $(1 - \xi_p^m)$ получают сигнал, при реализации которого они устанавливают цену исходя из максимизации своей целевой функции. В случае неполучения данного сигнала в настоящей модели, как и в работах (Smets, Wouters, 2003, 2007), предполагается частичная индексация цен к инфляции агрегированного уровня цен на импортные товары в прошлом периоде. Такая предпосылка обеспечивает включение первого лага инфляции в кривой Филлипса и вводится для учета инерционности цен.

В случае когда фирмы получили соответствующий сигнал о возможности оптимизировать цену, они устанавливают цену на свой товар, принимая во внимание, что в будущем они смогут изменить (оптимизировать) свою цену только с определенной вероятностью. Целевая функция оптимизирующей цену фирмы принимает следующий вид:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\xi_p^m \beta)^s \frac{\Lambda_{t+s}}{\Lambda_t P_{t+s}} \left[(\tilde{P}_t^m(i) Z_{t,t+s}^m - S_{t+s} P_{t+s}^*) Im_{t+s}(i) \right].$$

Выражение в квадратных скобках представляет собой прибыль фирмы в момент времени $t + s$, величина $S_{t+s} P_{t+s}^*$ является предельными издержками фирм-импортёров, которые соответствуют затратам на приобретение импортного товара на внешнем рынке и равны произведению номинального обменного курса на цену импортного товара в иностранной валюте. Здесь также предполагается, что фирмы действуют в интересах домохозяйств, и,

соответственно, выражение $\beta^s \frac{\Lambda_{t+s}}{\Lambda_t P_{t+s}}$ представляет собой стохастический дисконт-фактор, отражающий текущую ценность для домохозяйства дополнительного рубля в момент времени $t + s$. Фирмы принимают решение по цене $\tilde{P}_t^m(i)$, которая будет установлена в текущем периоде, с учетом того, что они не смогут оптимизировать свою цену в момент времени $t + s$ с вероятностью $(\xi_p^m)^s$. Если фирмы не оптимизируют цену в момент времени $t + s$, то они индексируют ее на прошлую инфляцию цен импортных товаров на внутреннем рынке со степенью индексации γ_p^m .

Условие оптимальности задачи импортирующей фирмы, оптимизирующей свою цену в данный момент времени, приводит к следующему уравнению:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\xi_p^m \beta)^s Im_{t+s}(i) \frac{\Lambda_{t+s}}{\Lambda_t} \left[\frac{\tilde{P}_t^m(i)}{P_t^m} \frac{(P_{t+s-1}^m / P_{t-1}^m)^{\gamma_p^m}}{P_{t+s}^m / P_t^m} - (1 + \lambda_{pm}) \frac{S_{t+s} P_{t+s}^*}{P_{t+s}} \right] = 0.$$

Поскольку все фирмы, оптимизирующие цены в данный период времени, устанавливают одну и ту же цену, общий индекс импортных цен определяется в следующем виде:

$$(P_t^m)^{-1/\lambda_{pm}} = \xi_p^m \left(P_{t-1}^m \left(\frac{P_{t-1}^m}{P_{t-2}^m} \right)^{\gamma_p^m} \right)^{-1/\lambda_{pm}} + (1 - \xi_p^m) (\tilde{P}_t^m(j))^{-1/\lambda_{pm}}.$$

2.4. Производство отечественного промежуточного продукта

Предполагается, что множеству отечественных товаров соответствует единичный континуум фирм, действующих на рынке монополистической конкуренции. Технология каждой фирмы описывается с помощью производственной функции Кобба–Дугласа:

$$Y_t^d(j) = \varepsilon_t^a (\tilde{K}_t(j))^\alpha (L_t(j))^{1-\alpha},$$

где ε_t^a — экзогенный уровень СФП, $\tilde{K}_t(j)$ — количество загруженного капитала, арендуемого j -й фирмой у домохозяйств, $L_t(j)$ — количество единиц использованного дифференцируемого труда, α — эластичность выпуска по капиталу.

Предполагается, что экзогенный уровень СФП описывается следующим стохастическим процессом:

$$\log(\varepsilon_t^a) = \rho_a \log(\varepsilon_{t-1}^a) + u_t^a,$$

где ρ_a — коэффициент автокорреляции, $u_t^a \sim N(0, \sigma_a^2)$ — шок СФП.

Задача минимизации издержек фирмы на производство единицы продукции приводит к следующему оптимальному соотношению между трудом и загруженным капиталом:

$$\frac{\tilde{K}_t(j)}{L_t(j)} = \frac{W_t}{R_t^K} \cdot \frac{\alpha}{1-\alpha}.$$

Таким образом, оптимальное соотношение труда и капитала определяется отношением цен данных факторов, которые для всех фирм одинаковы. Следовательно, фирмы арендуют труд и капитал в одинаковых пропорциях вне зависимости от объема производства, и предельные издержки определяются следующим выражением:

$$MC_t(j) = \frac{1}{\varepsilon_t^a} \cdot \frac{(W_t)^{1-\alpha} (R_t^K)^\alpha}{(1-\alpha)^{1-\alpha} \alpha^\alpha}.$$

При моделировании ценообразования на отечественные промежуточные товары используется подход (Calvo, 1983) и предполагается, что отечественные фирмы в каждый период времени с экзогенной заданной вероятностью $(1 - \xi_p^d)$ получают сигнал, при реализации которого фирмы устанавливают цену исходя из максимизации ожидаемой суммы дисконтированных прибылей. При этом, установив цену на товар, фирмы обязуются удовлетворить весь спрос на свою продукцию. Так как фирмы в секторе производства отечественных торгуемых товаров сталкиваются с одинаковыми предельными издержками, их оптимизацион-

ная задача по выбору цены полностью аналогична задаче импортирующих фирм. Целевая функция записывается в следующем виде:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\xi_p^d \beta)^s \frac{\Lambda_{t+s}}{\Lambda_t P_{t+s}^d} \left[(\tilde{P}_t^d(j) Z_{t,t+s}^d - MC_{t+s}) Y_{t+s}^d(j) \right].$$

Если фирмы не оптимизируют цену в момент времени $t+s$, то они индексируют ее на прошлую инфляцию отечественных цен на промежуточные товары со степенью индексации γ_p^d . Условие оптимальности задачи отечественной фирмы, оптимизирующей свою цену в данный момент времени, приводит к следующему уравнению:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\xi_p^d \beta)^s Y_{t+s}^d(j) \frac{\Lambda_{t+s}}{\Lambda_t} \left[\frac{\tilde{P}_t^d(j) (P_{t+s-1}^d / P_{t-1}^d)^{\gamma_p^d}}{P_t^d} \frac{P_{t+s-1}^d / P_t^d}{P_{t+s}^d / P_t^d} - (1 + \lambda_{pd}) \frac{MC_{t+s}}{P_{t+s}} \right] = 0.$$

Агрегированный уровень цен на отечественные промежуточные товары записывается в виде:

$$(P_t^d)^{-1/\lambda_{pd}} = \xi_p^d \left(P_{t-1}^d \left(\frac{P_{t-1}^d}{P_{t-2}^d} \right)^{\gamma_p^d} \right)^{-1/\lambda_{pd}} + (1 - \xi_p^d) (\tilde{P}_t^d(j))^{-1/\lambda_{pd}}.$$

2.5. Центральный банк

Предполагается, что центральный банк следует политике управляемого номинального обменного курса. Для описания в модели деятельности центрального банка предполагаем, что номинальный обменный курс является экзогенной переменной, динамика которой описывается следующим стохастическим процессом:

$$\pi_t^S = \frac{S_t}{S_{t-1}} = \bar{\pi}^S (1 + u_t^S),$$

где π_t^S — темп роста номинального обменного курса, $\bar{\pi}^S$ — некоторый долгосрочный темп роста обменного курса, $u_t^S \sim N(0, \sigma_S^2)$ — шок обменного курса.

Данное предположение является существенным упрощением ввиду сложности описания политики Центрального банка РФ с помощью инструментальных правил политики, учитывающих эндогенную реакцию денежно-кредитных властей на ситуацию в экономике. Данная спецификация позволяет описывать динамику макроэкономических переменных, но возникают трудности при интерпретации шоков денежно-кредитной политики (ДКП). Например, девальвации во время кризисов 1998 и 2008 гг. были в некотором смысле эндогенными реакциями центрального банка на экономическую ситуацию, а не экзогенными шоками политики.

2.6. Равновесие на рынках

Рынок товаров конечного потребления находится в равновесии, если количество произведенного товара конечного потребления равно спросу со стороны домохозяйств на потребление и инвестиции, а также на издержки, связанные с загрузкой капитала:

$$Y_t = C_t + I_t + G(u_t(\tau))K_{t-1}(\tau).$$

Рынок отечественных промежуточных товаров находится в равновесии, если объем производства отечественных промежуточных товаров равен спросу на данные товары. Рынок капитала находится в равновесии, если спрос на загруженный капитал со стороны фирм равен предложению загруженного капитала со стороны домохозяйств. Рынок труда находится в равновесии, если спрос на труд со стороны фирм равен предложению труда со стороны домохозяйств при ставках заработных плат, устанавливаемых домохозяйствами. А равновесие платежного баланса формализуется следующим образом:

$$(B_t^* - B_{t-1}^*) = X_t - p_t^* I m_t + (\tilde{R}_{t-1}^* - 1) B_{t-1}^*.$$

Все номинальные показатели настоящей модели были профлированы на агрегированный уровень цен товаров конечного потребления P_t .

3. Результаты эконометрического анализа

В настоящей статье будем следовать подходу байесовской эконометрики, который использовался при оценивании DSGE моделей, например, в работах (Adolfson et al., 2007; Del Negro, Schorfheide, 2008; Smets, Wouters, 2003, 2007). Динамическая система нелинейных уравнений модели приводилась к линейным разностным уравнениям с рациональными ожиданиями с помощью лог-линеаризации около долгосрочного равновесия. Для решения линейных разностных уравнений с рациональными ожиданиями использовался алгоритм, предложенный в работе (Sims, 2002). Для построения функции правдоподобия использовался фильтр Калмана. Эконометрическое оценивание проводилось в специализированном программном пакете Dynare (Adjemian et al., 2011).

3.1. Описание используемых данных

При оценке модели использовались данные для России с 1-го квартала 1995 г. по 4-й квартал 2012 г. (72 наблюдения) по 8-ми макроэкономическим переменным:

- 1) реальный выпуск отечественных промежуточных товаров;
- 2) реальное потребление;
- 3) реальные инвестиции;
- 4) реальная заработная плата;
- 5) реальный импорт;
- 6) относительные цены импортных товаров к внутренним товарам;
- 7) темп роста номинального эффективного курса рубля;
- 8) долларовый экспорт.

Первые шесть переменных являются эндогенными переменными, последние две — экзогенными. Для построения первых шести переменных использовались данные Росстата, для номинального эффективного курса рубля использовались данные МВФ (IMF, International Financial Statistics), для экспорта в долларовом выражении использовалась статистика Банка России.

В последние годы Росстат перешел от публикации статистики национальных счетов в постоянных ценах 2003 года к статистике в ценах 2008 года. Для построения согласованных временных рядов реальных показателей рассматриваемые в настоящей работе ряды с 1-го квартала 1995 г. по 4-й квартал 2003 г. (в постоянных ценах 2003 года) продлевались на период с 1-го квартала 2004 г. по 4-й квартал 2012 г. с использованием индексов физических объемов рассматриваемых реальных показателей в ценах 2008 года в процентах к соответствующему кварталу предыдущего года. Тем самым для «сцепления» рядов была выбрана середина периода.

В качестве реального потребления рассматривалась сумма расходов на конечное потребление (в постоянных ценах 2003 г.) домашних хозяйств, государственного управления и некоммерческих организаций, обслуживающих домашние хозяйства. В качестве реальных инвестиций рассматривалась сумма валового накопления основного капитала и изменения запасов материальных оборотных средств в постоянных ценах 2003 года. В качестве реального импорта рассматривался импорт в постоянных ценах 2003 года. Реальный выпуск отечественных промежуточных товаров определялся как сумма реального потребления и реальных инвестиций за вычетом реального импорта.

Совершенно аналогично можно получить временные ряды рассматриваемых переменных в текущих ценах и построить соответствующие дефляторы цен. Таким образом, в качестве относительных цен импортных товаров к внутренним товарам использовалось отношение дефлятора цен импорта к дефлятору цен выпуска отечественных промежуточных товаров. В качестве реальной заработной платы бралось отношение средней номинальной заработной платы к дефлятору потребления. Согласно методологии статистических данных, средняя номинальная заработная плата определяется как заработная плата на одного работника и, таким образом, может являться не очень хорошим «эталоном» для соответствующей модельной переменной, которая определяется как ставка зарплаты за отработанный час. В качестве экспорта использовался совокупный экспорт Российской Федерации в долларовом выражении.

Из всех рядов удалена сезонная составляющая с помощью X-12-ARIMA. Далее с помощью фильтра Ходрика–Прескотта была выделена трендовая составляющая. Вычисления проведены в программе EViews. Предварительная фильтрация данных является стандартной при работе с DSGE моделями, но, как отмечалось во Введении, использование данного подхода может являться весьма спорным при оценке на российских данных. В качестве циклической компоненты рассматривалось отклонение в долях сезонно сглаженного ряда от тренда. Полученные циклические компоненты в дальнейшем трактовались как отклонения от долгосрочного равновесия.

3.2. Оценка параметров модели

В теоретической модели предполагается четыре структурных шока и, соответственно, четыре экзогенные переменные. При этом две экзогенные переменные в эконометрическом анализе используются в качестве наблюдаемых. Чтобы решить проблему сингулярности, в модель вводятся шесть ошибок измерения для всех наблюдаемых эндогенных переменных. Предполагается, что ошибки измерения имеют нормальное распределение, не коррелированы во времени, между собой и со структурными шоками.

Предварительно перед проведением эконометрического анализа был зафиксирован ряд параметров, отвечающих за долгосрочное равновесие. Оценка же проводилась для параметров, обуславливающих динамику экономики.

Предполагается, что $\beta = 0.99$. Это соответствует реальной процентной ставке, равной 1% в квартал. Норма амортизации δ калибруется на уровне 2.5% в квартал. Выбор таких значений является стандартным в литературе (см., например, (Prescott, 1986; Smets, Wouters, 2003)). Доля импорта ω в конечном выпуске бралась на уровне 0.26, что соответствует средней доле импорта в потреблении и инвестициях в текущих ценах за рассматриваемый период времени. Доля капитала в производственной функции — 0.4. Параметр λ_w , как и в (Smets, Wouters, 2003), полагался на уровне 0.5, а λ_{pd} калибровался так, чтобы обеспечить долю потребления в конечном выпуске в долгосрочном равновесии на уровне 0.78, что является средней долей на рассматриваемом промежутке времени. Параметр λ_{pm} калибровался на таком же уровне.

Остальные параметры оценивались с помощью метода Байеса. Спецификация априорных распределений параметров проводилась, в основном, согласно работам (Smets, Wouters, 2003, 2007). Для коэффициентов автокорреляции ρ_x , ρ_a и ρ_R экзогенных переменных предполагается бета-распределение со средним 0.85 и стандартным отклонением 0.1 (Smets, Wouters, 2003). Бета-распределение ограничивает диапазон возможных значений коэффициента автокорреляции на интервале от 0 до 1. При этом заданные значения параметров априорного распределения закладывают высокую долю вероятности того, что рассматриваемые экзогенные переменные обладают высокой инерционностью.

Для стандартных отклонений структурных шоков и ошибок измерения предполагается обратное гамма-распределение с двумя степенями свободы. При этом для структурных шоков априорное среднее равно 0.05, а для ошибок измерения — 0.025.

Спецификация априорных распределений параметров предпочтений домохозяйства также выполнялась на основе (Smets, Wouters, 2003), при этом предполагалось, что обратная величина межвременной эластичности замещения σ_c имеет априорное нормальное распределение со средним 1 (что соответствует логарифмической спецификации предпочтений относительно потребления) и стандартным отклонением 0.375. Обратная величина к эластичности предложения труда по заработной плате σ_L имеет априорное нормальное распределение со средним 2 и стандартным отклонением 0.75. Параметр привычек потребления ограничен на интервале от 0 до 1, и для него задается априорное бета-распределение со средним 0.7 и стандартным отклонением 0.1.

При оценке параметра эластичности интенсивности загрузки физического капитала по рентной цене ψ_U использовался подход, изложенный в (Smets, Wouters, 2007), и проводилась следующая нормализация:

$$\psi_U = \frac{1 - \tilde{\psi}_U}{\tilde{\psi}_U}.$$

Оценка будет проводиться для параметра $\tilde{\psi}_U$, который предполагается ограниченным на интервале от 0 до 1. Если $\tilde{\psi}_U$ стремится к нулю, то эластичность интенсивности загрузки физического капитала по рентной цене стремится к бесконечности. Если $\tilde{\psi}_U$ стремится к единице, то эластичность стремится к нулю. Для параметра $\tilde{\psi}_U$ задается априорное бета-распределение со средним 0.5 и стандартным отклонением 0.15 (Smets, Wouters, 2007).

Для параметра издержек на установку капитала задается априорное нормальное распределение со средним 4 и стандартным отклонением 1.5 (Smets, Wouters, 2007). При спецификации параметров ценообразования задается априорное бета-распределение со средним 0.5 и стандартным отклонением 0.15 для параметров индексации цен и зарплат, параметров вероятности изменить цены и зарплаты (Smets, Wouters, 2007). При данной спецификации априорного среднего средняя продолжительность ценового контракта составляет два квартала. В качестве априорного распределения для чувствительности эндогенной составляющей премии за риск по уровню сбережений (долга) национальной экономики ψ_B задается обратное гамма-распределение со средним 0.2 и с двумя степенями свободы, что согласуется с эконометрическими оценками DSGE модели для Европы из работы (Adolfson et al., 2007).

Оценка апостериорного распределения проводилась с помощью методов Монте-Карло по схеме марковских цепей (MCMC). При оценке использовались две цепи с длиной итераций в каждой 1 млн. Для анализа качества сходимости марковских цепей к эргодическому распределению использовались тесты, предложенные в работе (Brooks, Gelman, 1998), которые показали достаточно хорошую сходимость алгоритма. В таблице 1 в столбцах под заголовком «Базовая спецификация» представлены моды, апостериорные средние и 90%-ные доверительные интервалы для каждого оцениваемого структурного параметра (оценки для стандартных ошибок измерения не приведены).

Опишем результаты оценивания ряда параметров.

Как следует из проведенного эконометрического оценивания, апостериорные распределения параметров σ_C и σ_L не сильно отличаются от заданных априорных распределений, что свидетельствует о слабой идентификации данных параметров на имеющихся данных.

Распределение параметра h привычек в потреблении демонстрирует сильный сдвиг относительно априорного распределения в сторону более высоких значений. Апостериорное среднее h равно 0.94, в то время как оценки для Европы (Smets, Wouters, 2003) и США (Smets, Wouters, 2007) составляли 0.59 и 0.71 соответственно. Таким образом, результаты оценивания специфицированной модели говорят о том, что в российской экономике более высокие привычки в потреблении и динамика потребления обладают большей инерционностью. Данные выводы могут быть ограничены, например, тем, что в модели не разделяется потребление государства и домохозяйств.

Апостериорное среднее для параметра издержек на установку капитала φ равно 4.65, апостериорное среднее для $\tilde{\psi}_U$ равно 0.825, что соответствует эластичности интенсивности загрузки капитала по рентной цене, равной 0.21. Величина эластичности интенсивности загрузки капитала по рентной цене достаточно низка.

Также результаты оценивания свидетельствуют в пользу более высокой жесткости номинальных зарплат по сравнению жесткостью цен. Средняя продолжительность контракта номинальной заработной платы $1/(1-\xi_w)$ в точке апостериорного среднего составляет 3.6 квартала. Средняя продолжительность ценового контракта для импортных цен и цен на отечественные промежуточные товары составляет 3.1 и 1.4 квартала соответственно. Таким образом, у импортирующих фирм меньше вероятность получения сигнала, при котором они могут изменить свою цену, по сравнению с отечественными фирмами. Но, с другой стороны, отечественные фирмы в большей мере индексируют свои цены, что говорит о большей инерционности инфляции отечественных цен. Если следовать интерпретации (Galí et al., 2001) коэффициентов при первом лаге инфляции и при ожидаемой инфляции в кривой Филипса, то фирмы, производящие отечественные промежуточные

Таблица 1. Оценка параметров модели

Распределение	Априорное распределение			Апостериорное распределение Базовая спецификация			Апостериорное распределение Оптимальная спецификация			
	Среднее	Стандартное отклонение	Мода	Среднее	5%	95%	Мода	Среднее	5%	95%
σ_C Нормальное	1	0.375	1.187	1.354	0.887	1.808	1.198	1.359	0.866	1.812
σ_L Нормальное	2	0.75	2.212	2.243	1.130	3.338	2.223	2.299	1.152	3.381
h Бета	0.7	0.1	0.943	0.939	0.917	0.961	0.941	0.938	0.915	0.961
ψ_U Бета	0.5	0.15	0.841	0.825	0.723	0.928	—	—	—	—
φ Нормальное	4	1.5	4.389	4.646	2.922	6.226	4.264	4.489	2.883	6.051
ξ_w Бета	0.5	0.15	0.729	0.723	0.637	0.814	0.731	0.729	0.649	0.807
ξ_p^d Бета	0.5	0.15	0.304	0.296	0.142	0.455	0.417	0.405	0.265	0.558
ξ_p^m Бета	0.5	0.15	0.665	0.673	0.608	0.736	0.664	0.669	0.613	0.723
γ_w Бета	0.5	0.15	0.518	0.511	0.331	0.689	0.497	0.493	0.312	0.676
γ_p^d Бета	0.5	0.15	0.351	0.391	0.167	0.622	—	—	—	—
γ_p^m Бета	0.5	0.15	0.140	0.174	0.062	0.284	—	—	—	—
ψ_B Обратное гамма	0.2	2*	0.529	0.514	0.086	0.885	0.476	0.453	0.072	0.785
ρ_X Бета	0.85	0.1	0.708	0.710	0.623	0.799	0.710	0.712	0.624	0.803
ρ_a Бета	0.85	0.1	0.759	0.741	0.609	0.875	0.752	0.734	0.599	0.866
ρ_R Бета	0.85	0.1	0.973	0.933	0.861	0.998	0.972	0.932	0.857	0.998
σ_X Обратное гамма	0.05	2*	0.086	0.088	0.076	0.099	0.086	0.088	0.075	0.099
σ_a Обратное гамма	0.05	2*	0.023	0.025	0.016	0.033	0.026	0.028	0.018	0.038
σ_R Обратное гамма	0.05	2*	0.059	0.068	0.044	0.093	0.058	0.067	0.042	0.091
σ_S Обратное гамма	0.05	2*	0.110	0.112	0.097	0.127	0.111	0.113	0.097	0.128
Логарифм маржинальной плотности распределения данных										
806										
821										

Примечание. * — число степеней свободы.

товары, в большей мере формируют назадсмотрящие ожидания по сравнению с импортирующими фирмами.

Апостериорные оценки параметров автокорреляции свидетельствуют в пользу достаточно высокой инерционности экзогенных процессов. При этом наибольшее значение автокорреляции (0.93) соответствует экзогенному процессу для премии за риск к отечественным активам. Для данного процесса также высоко значение стандартного отклонения. Как отмечалось выше, в настоящей модели шоки премии за риск к отечественным активам рассматриваются как некоторый обобщенный фактор финансовых шоков, потенциально влияющих на российскую экономику. Высокие значения параметра автокорреляции и стандартного отклонения могут быть обусловлены недостаточно детализированным описанием трансмиссионного механизма влияния шоков премии за риск на экономику, отсутствием финансовых несовершенств в модели.

3.3. Сравнение альтернативных спецификаций модели

Приведенная в настоящей статье модель насчитывает достаточно большое количество параметров, номинальных и реальных «жесткостей», определяющих траектории рассматриваемых переменных. Естественным образом возникает вопрос, насколько необходим данный набор механизмов для описания динамики российских макроэкономических переменных, и можно ли снизить размерность модели без значительных потерь в ее описательных свойствах.

Для ответа на данный вопрос было проведено сравнение исходной модели с рядом других спецификаций, в которых оценивалась модель без некоторых жесткостей, т. е. в качестве альтернативных спецификаций рассматривались модели, вложенные в исходную. При этом применялся стандартный подход при байесовском оценивании DSGE моделей (см., например, (Adolfson et al., 2007; Rabanal, Rubio-Ramirez, 2005; Smets, Wouters, 2007)) и в качестве критерия использовалась маргинальная плотность распределения данных условно на спецификации модели M :

$$p(Y_T | M) = \int L(Y_T | \tilde{\Theta}_M, M) p(\tilde{\Theta}_M) d\tilde{\Theta}_M.$$

Маргинальная плотность оценивалась в рамках приближения Лапласа около моды апостериорного распределения. Отказ от привычек в потреблении либо от издержек на установку капитала значительно снижает маргинальную плотность распределения данных по сравнению с базовой спецификацией модели, что говорит о важности данных «жесткостей» при описании динамики рассматриваемых в настоящей работе переменных. Отказ же от спецификации с издержками на загрузку капитала приводит к существенному увеличению маргинальной плотности, поэтому нет необходимости в данной «жесткости» при описании динамики рассматриваемых переменных.

Что касается параметров номинальных жесткостей, то отказ от индексации заработных плат снижает маргинальную плотность, отказ от индексации цен — увеличивает, отказ от индексации цен и зарплат — увеличивает в меньшей мере, чем только отказ от индексации заработных плат, отказ от «жесткости» цен и зарплат — снижает, отказ от «жесткости» зарплат — снижает, отказ от «жесткости» цен — снижает. Таким образом, данные эксперимен-

ты свидетельствуют в пользу важности «жесткостей» цен и зарплат и индексации зарплат при описании данных, в индексации же цен, вероятно, нет необходимости.

В качестве наилучшей спецификации модели была выбрана спецификация с постоянной загрузкой капитала и без индексации цен. Здесь также была протестирована рассматриваемая спецификация модели по сравнению с альтернативными спецификациями, в которых модель дополнительно упрощалась. В результате был сделан вывод, что данная модель превосходит конкурирующие согласно критерию маржинальной плотности распределения данных. Для данной спецификации, так же как и для исходной версии модели, была проведена оценка апостериорного распределения с помощью методов Монте-Карло по схеме марковских цепей. Соответствующие оценки параметров приведены в табл. 1 в столбцах под заголовком «Оптимальная спецификация». При дальнейшем анализе будут использоваться результаты оценки модели без индексации цен и при постоянной загрузке капитала.

3.4. Качество описания модели данных

Зададимся вопросом о том, насколько модель способна объяснить динамику рассматриваемых макроэкономических рядов российской экономики. Для оценки качества модели будем рассматривать коэффициент детерминации R^2 . В таблице 2 представлены коэффициенты детерминации для всех используемых в эконометрическом анализе макроэкономических переменных. В качестве модельных переменных, которые ставятся в соответствие с данными, понимаются временные ряды сглаженных значений соответствующих переменных в DSGE модели. Сглаженным значением некоторой переменной в момент времени t называется условное математическое ожидание данной переменной на основе всей доступной информации Y_T (подробнее см., например, (Hamilton, 1994)). Таким образом, разница между модельной переменной и наблюдаемой переменной будет соответствовать сглаженным значениям ошибок измерения.

Таблица 2. Оценки качества аппроксимации

	Выпуск	Потребление	Инвестиции	Импорт	Относительные цены	Зарплата
R^2	0.98	0.81	0.87	0.94	0.61	0.74

Как следует из табл. 2, модель в целом обеспечивает достаточно хорошую согласованность с данными. Наибольшее значение коэффициента детерминации (0.98) соответствует динамике выпуска. Для потребления, инвестиций и импорта коэффициент детерминации варьируется от 0.81 до 0.94. Несколько хуже модель объясняет динамику относительных цен и реальных зарплат, коэффициент детерминации для этих переменных равен 0.61 и 0.74 соответственно.

Другой характеристикой качества модели является способность модели воспроизводить выборочные кросс-корреляции между переменными. На рисунке 1 в Приложении приводится сравнение эмпирических и модельных кросс-корреляций. Чтобы учесть апостериорную неопределенность в параметрах и неопределенность, связанную с короткой продолжительностью рассматриваемых в настоящей работе временных рядов, проводились эксперименты Монте-Карло, в рамках которых для каждого вектора параметров из апостериорного рас-

пределения, полученного на этапе МСМС, рассматривались симуляции модели на периоде длиной 1072 наблюдения. Данные симуляции проводились в предположении отсутствия ошибок измерения. Далее в каждом эксперименте отбрасывались первые 1000 наблюдений, в предположении, что начальные условия «забыты» и распределение вектора переменных модели уже стало эргодическим, и на оставшихся 72 точках симулированных рядов рассчитывались выборочные кросс-корреляции.

На рисунке 1 в Приложении представлены медиана и границы 95%-ного доверительного интервала, полученного в рамках экспериментов Монте-Карло распределения кросс-корреляций. В целом модель достаточно хорошо воспроизводит эмпирические данные. По большому набору переменных выборочные кросс-корреляции лежат в пределах доверительного интервала и демонстрируют близкие тенденции в сравнении с медианными кросс-корреляциями модели. Наихудшее соответствие модели и данных проявляется при сопоставлении кросс-корреляций инфляции номинального обменного курса с другими переменными, используемыми в эконометрическом анализе. Так, согласно результатам модели, ортогональные шоки обменного курса оказывают положительное влияние на деловую активность в отечественной экономике, поэтому должна наблюдаться положительная кросс-корреляция с выпуском, потреблением и инвестициями.

Фактически же центральный банк допускал девальвацию рубля во время кризисов 1998 и 2008 гг., и на фоне негативного влияния на отечественную экономику других шоков происходило одновременное падение выпуска, потребления и инвестиций наряду с ростом номинального обменного курса, что приводило к отрицательной эмпирической кросс-корреляции. Как отмечалось в разделе 1, описание денежно-кредитной политики с помощью экзогенного стохастического процесса для номинального обменного курса является весьма сильным упрощением, и обусловлено вероятной несимметричностью реакции центрального банка на шоки. Банк, вероятно, сдерживал укрепление рубля при положительных шоках внешнеэкономических условий и допускал девальвацию при отрицательных шоках.

3.5. Историческая декомпозиция вариации

Перейдем к анализу исторической декомпозиции вариации рассматриваемых в настоящей работе переменных, графики декомпозиции для которых представлены на рис. 2–7 в Приложении. Как следует из оцененного разложения, роль шоков экспорта в объяснении динамики российских макроэкономических переменных с течением времени значительно усилилась. Данные шоки обуславливали значительный рост выпуска, потребления, инвестиций и импорта относительно тренда перед кризисом 2008 года. Реальное укрепление национальной валюты в данный период времени, которое выражается в снижении относительных цен импортных товаров по отношению к отечественным товарам, также в значительной мере связано с шоками экспортных доходов.

С другой стороны, во время кризиса 2008 года произошло снижение экспортных доходов, которое было вызвано как падением цен на нефть, так и снижением выручки от других составляющих российского экспорта. Такое падение в значительной мере обуславливало уменьшение выпуска, инвестиций, потребления, импорта и ослабление национальной валюты. Рассматриваемый шок в меньшей мере отразился на падении реальных заработных плат, что связано с высокой степенью жесткости данного ценового показателя.

Другим важным фактором, обуславливающим динамику российских макроэкономических переменных во время кризиса 2008 года, является шок премии за риск к отечественным активам, а в случае кризиса 1998 года данный шок является определяющим фактором. В обоих кризисах модель идентифицирует рост рисков и соответствующее негативное влияние данного фактора на отечественную экономику. Это является достаточно интерпретируемым результатом, т. к. кризис 2008 года соответствует мировому финансовому кризису, а кризис 1998 года — дефолту по государственным долговым обязательствам российской экономики.

Положительные шоки обменного курса, т. е. девальвации рубля, смягчили падение российской экономики как во время кризиса 1998 года, так и во время кризиса 2008 года. Результаты эконометрического анализа свидетельствуют в пользу того, что шоки совокупной факторной производительности обуславливают малую долю вариации российских макроэкономических переменных при анализе факторов делового цикла. Но данный вывод не противоречит гипотезе о том, что динамика трендовой составляющей макроэкономических переменных могла в большей мере обуславливаться именно ростом производительности.

3.6. Функции импульсного отклика

В заключение описания результатов приведем функции импульсного отклика рассматриваемых в эконометрическом анализе переменных на структурные шоки. На рисунке 8 в Приложении представлены функции импульсного отклика на положительный шок экспорта величиной в одно стандартное отклонение. Данный шок является положительным трансфертом со стороны внешнего сектора и увеличивает богатство отечественных домохозяйств, что приводит к увеличению спроса как на отечественные, так и на импортные товары. Положительный шок экспорта в 8.8% приводит к увеличению выпуска отечественного промежуточного продукта с пиком роста порядка 1.5%, увеличению потребления с пиком роста около 0.8%, увеличению инвестиций с пиком роста 6%, увеличению импорта с пиком роста примерно 4%, падению относительных цен импортных товаров к отечественным товарам (т. е. реальному укреплению отечественной валюты) с низшей точкой падения порядка 2.5% и росту реальных зарплат с пиком около 0.5%.

На рисунке 9 в Приложении представлены функции импульсного отклика на положительный шок производительности размером в одно стандартное отклонение. Шок производительности ведет к увеличению кривой производственных возможностей отечественной экономики, и, соответственно, к росту выпуска отечественных промежуточных товаров и потребления домохозяйств. Рост СФП приводит к увеличению предельного продукта капитала и увеличению рентной цены капитала в среднесрочной перспективе, что ведет к росту теневой стоимости единицы капитала и росту инвестиций. Рост СФП также приводит к снижению предельных издержек фирм, производящих отечественный промежуточный продукт, что ведет к снижению их цен (относительные цены импортных товаров к отечественным товарам растут) и, соответственно, замещению импорта отечественными товарами в краткосрочной перспективе (импорт падает). После истечения одного года домохозяйства начинают потреблять накопленные активы, и отклонение импорта от долгосрочного равновесия становится положительным.

На рисунке 10 в Приложении представлены функции импульсного отклика на положительный шок премии за риск в одно стандартное отклонение. Шок премии за риск делает

менее привлекательными вложения в отечественные ценные бумаги по сравнению с зарубежными активами. При неизменной процентной ставке на мировом финансовом рынке в отечественной экономике наблюдается рост процента. В свою очередь, рост процентных ставок снижает компоненты спроса, чувствительные к проценту: потребление домашних хозяйств и инвестиции, что далее приводит к падению выпуска отечественных промежуточных товаров и импорта. Происходит снижение предельных издержек и ослабление реального обменного курса.

На рисунке 11 в Приложении представлены функции импульсного отклика на положительный шок обменного курса в одно стандартное отклонение. Данный шок соответствует удорожанию импортных товаров и замещению импорта отечественными товарами, что приводит к увеличению выпуска отечественных промежуточных товаров. Также шок обменного курса снижает реальные заработные платы в течение достаточно продолжительного времени, поскольку номинальные заработные платы — «жесткие». Соответственно, фирмы увеличивают объем используемого труда вследствие превышения предельного продукта труда над реальной заработной платой, что вносит дополнительный вклад в рост выпуска. Происходит рост предельного продукта капитала и, соответственно, рост инвестиций. Рост количества отработанных часов приводит к росту трудовых доходов и, соответственно, росту потребления, что в свою очередь повышает спрос на импортные товары. Таким образом, наблюдается небольшое падение импорта в течение первых двух кварталов после шока с последующим его увеличением. Эффект импортозамещения ослабляется из-за эффекта неполного переноса обменного курса в цены импортных товаров.

4. Заключение

В настоящей работе описана динамическая стохастическая модель общего равновесия и проведена ее оценка с помощью байесовских эконометрических методов для российской экономики. В целом эконометрическое оценивание приводит к достаточно непротиворечивым и интерпретируемым результатам. Был протестирован ряд альтернативных спецификаций, проанализировано, какие «жесткости» в модели необходимы при описании динамики российских макроэкономических переменных. В качестве «наилучшей» спецификации модели была выбрана спецификация с постоянной загрузкой капитала без индексации цен импортных и отечественных промежуточных товаров.

Оценки структурных параметров модели лежат в приемлемом диапазоне и согласуются с результатами исследований по построению и оценке DSGE моделей, приведенными в экономической литературе. Результаты оценивания говорят о большей жесткости номинальных заработных плат по сравнению с жесткостью цен. Средняя продолжительность контракта номинальной заработной платы в «наилучшей» спецификации составляет 3.7 квартала, а средняя продолжительность ценовых контрактов для импортных цен и цен на отечественные промежуточные товары составляет 3.0 и 1.7 квартала соответственно.

Оцененная модель достаточно хорошо согласуется с данными и способна воспроизводить циклические компоненты динамики российских макроэкономических переменных. Модель идентифицирует рост рисков, как во время кризиса 2008 года, так и во время кризиса 1998 года, и свидетельствует в пользу значительного влияния данного фактора на российскую экономику. Это, в свою очередь, может являться аргументацией для дальнейшего

расширения модели путем детализации финансового сектора. Шоки совокупной факторной производительности занимают незначительное место в объяснении делового цикла российской экономики. Шоки экспорта обуславливали значительный рост выпуска, потребления, инвестиций, импорта и отечественных цен по отношению к импортным ценам в отклонениях от тренда перед кризисом 2008 года, и падение соответствующих переменных во время и после кризиса 2008 года.

Список литературы

Казакова М. В., Синельников-Мурылев С. Г. (2009). Конъюнктура мирового рынка энергоносителей и темпы экономического роста России. *Экономическая политика*, 5, 118–135.

Карев М. Г. (2009). Инфляция, реальный обменный курс и денежная политика в экономике с ограниченной эластичностью потока капитала по процентной ставке. *Экономический журнал ВШЭ*, 13 (3), 329–359.

Мельников Р. М. (2010). Влияние динамики цен на нефть на макроэкономические показатели российской экономики. *Прикладная эконометрика*, 17 (1), 20–29.

Adjemian A., Bastani H., Juillard M., Mihoubi F., Perendia P., Ratto M., Villemot S. (2011). Dynare: Reference manual, version 4. *Dynare Working Papers*, No. 1, CEPREMAP.

Adolfson M., Laseen S., Linde J., Villani M. (2007). Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through. *Journal of International Economics*, 72 (2), 481–511.

Aguiar M., Gopinath G. (2007). Emerging market business cycles: The cycle is the trend. *Journal of Political Economy*, 115 (1), 69–102.

Brooks S. P., Gelman A. (1998). General methods for monitoring convergence of iterative simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7 (4), 434–455.

Calvo G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12 (3), 383–398.

Christiano L. J., Eichenbaum M., Evans C. (2001). Nominal rigidities and the dynamic effect of a shock to monetary policy. *NBER Working Paper*, 8403.

Christiano L. J., Eichenbaum M., Evans C. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effect of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, 113 (1), 1–45.

Del Negro M., Schorfheide F. (2008). Forming priors for DSGE models (and how it affects the assessment of nominal rigidities). *Journal of Monetary Economics*, 55 (7), 1191–1208.

Erceg C. J., Henderson D. W., Levin A. T. (2000). Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. *Journal of Monetary Economics*, 46 (2), 281–313.

Gali J., Gertler M., Lopez-Salido D. (2001). European inflation dynamics. *European Economic Review*, 45 (7), 1237–1270.

Ireland P. N. (2004). A method for taking models to the data. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28 (6), 1205–1226.

Ito K. (2009). The Russian economy and the oil price: A co-integrated VAR approach. *Transitory Studies Review*, 16 (1), 220–227.

Lucas R. E. (1976). Econometric policy evaluation: A critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19–46.

Mendoza E. G. (1995). The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations. *International Economic Review*, 36 (1), 101–137.

Prescott E. C. (1986). Theory ahead of business cycle measurement. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 11–44.

Rabanal P., Rubio-Ramirez J. F. (2005). Comparing new Keynesian model of the business cycle: A Bayesian approach. *Journal of Monetary Policy*, 25 (6), 1151–1166.

Sims C. A. (2002). Solving linear rational expectations models. *Computational Economics*, 20 (1–2), 1–20.

Smets F., Wouters R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Euro Area. *Journal of European Economic Association*, 1 (5), 1123–1175.

Smets, F., Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: a Bayesian DSGE approach. *American Economic Review*, 97 (3), 586–606.

Sosunov K., Zamulin O. (2006a). The inflationary consequences of real exchange rate targeting via accumulation of reserves. *BOFIT Discussion Papers*, 11/2006.

Sosunov K., Zamulin O. (2006b). Can oil prices explain the real appreciation of the Russian ruble in 1998–2005? *CEFIR Working Papers*, w0083.

Uribe M., Yue V. Z. (2006). Country spreads and emerging countries: Who drives whom? *Journal of International Economics*, 69 (1), 6–36.

Приложение

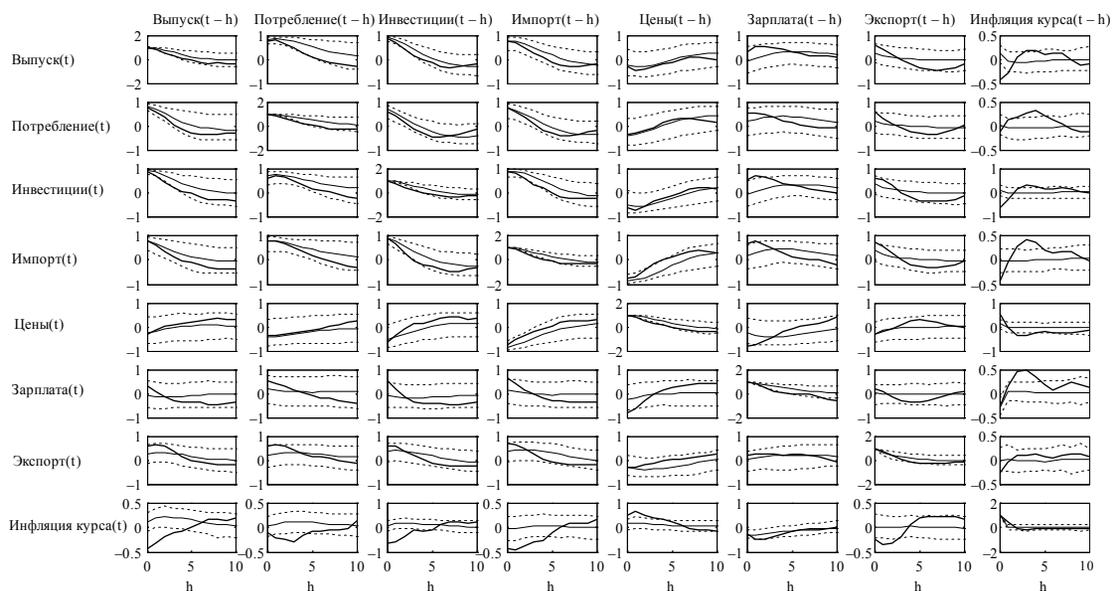


Рис. 1. Сравнение кросс-корреляций модели с данными.

Сплошная толстая линия — данные,

сплошная тонкая линия — медиана на основе симуляций модели,

штриховые линии — 95%-ный доверительный интервал на основе симуляций модели

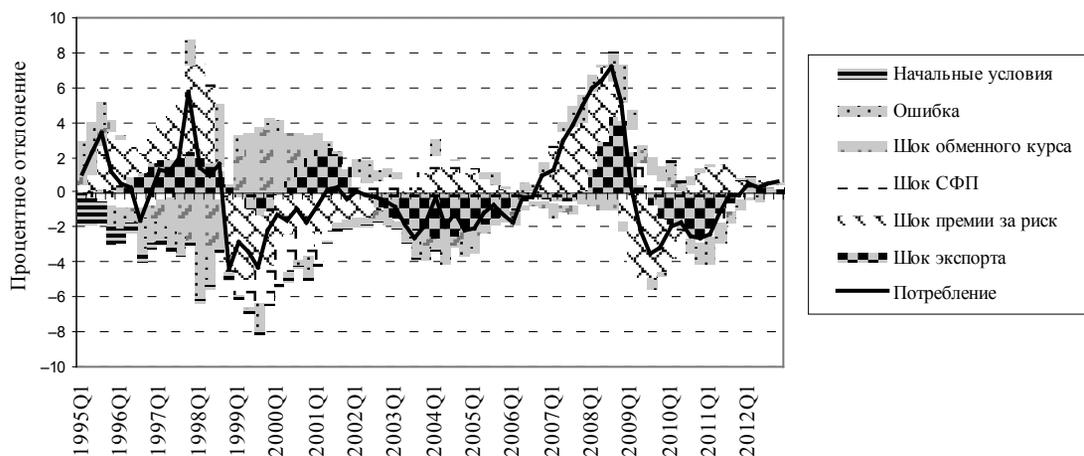


Рис. 2. Историческая декомпозиция вариации реального потребления

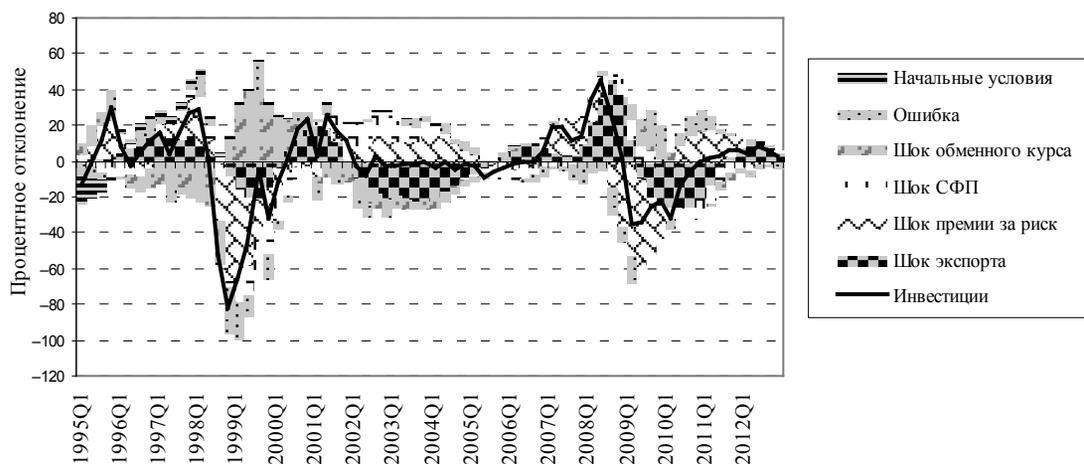


Рис. 3. Историческая декомпозиция вариации реальных инвестиций

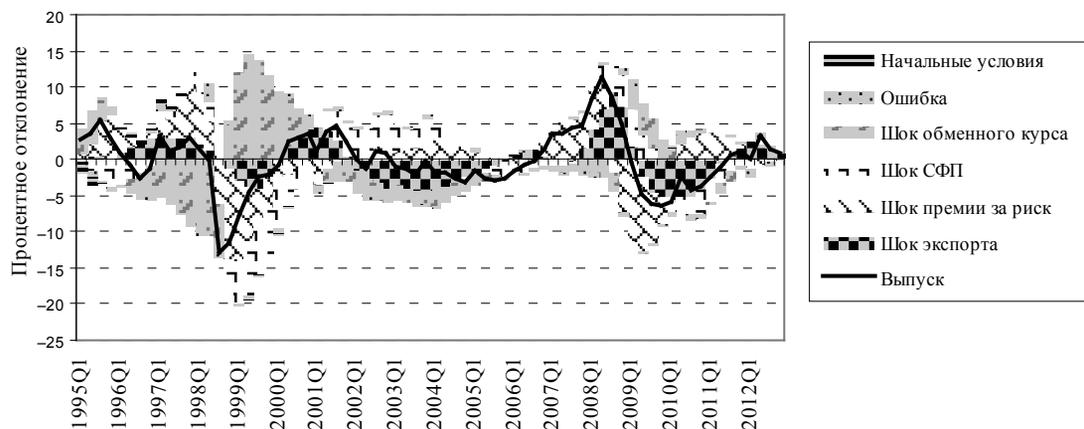


Рис. 4. Историческая декомпозиция вариации реального выпуска

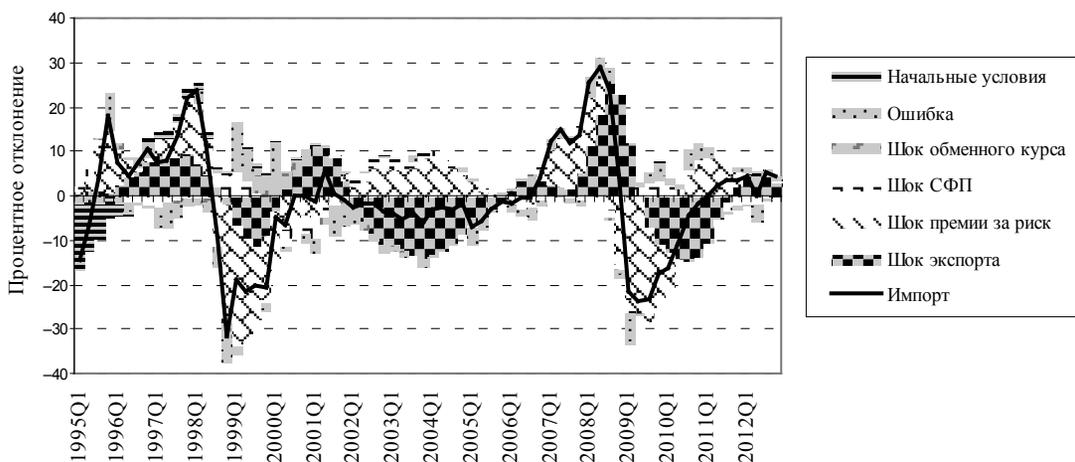


Рис. 5. Историческая декомпозиция вариации реального импорта

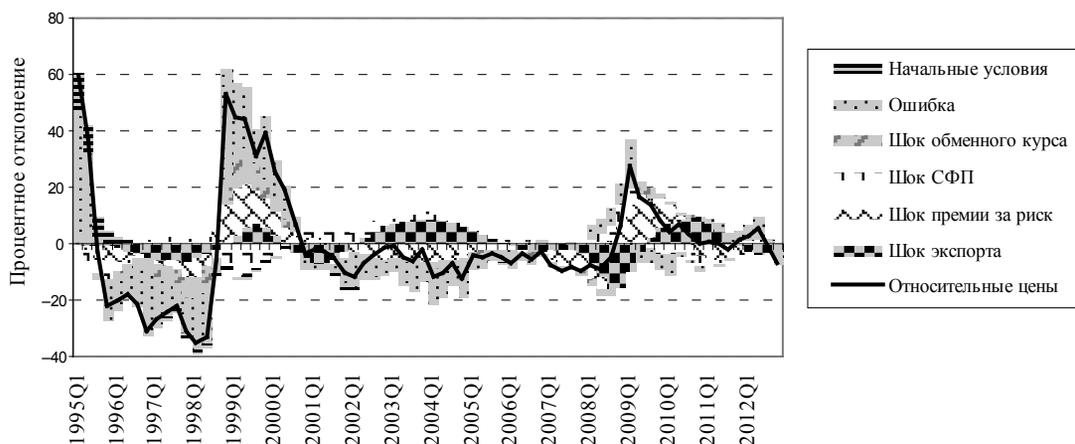


Рис. 6. Историческая декомпозиция вариации относительных цен импортных к отечественным товарам

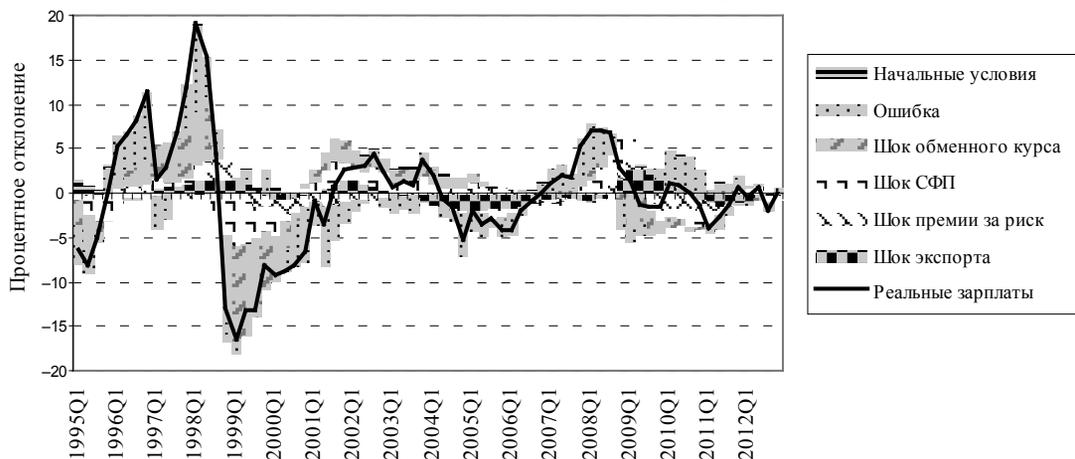


Рис. 7. Историческая декомпозиция вариации реальных зарплат

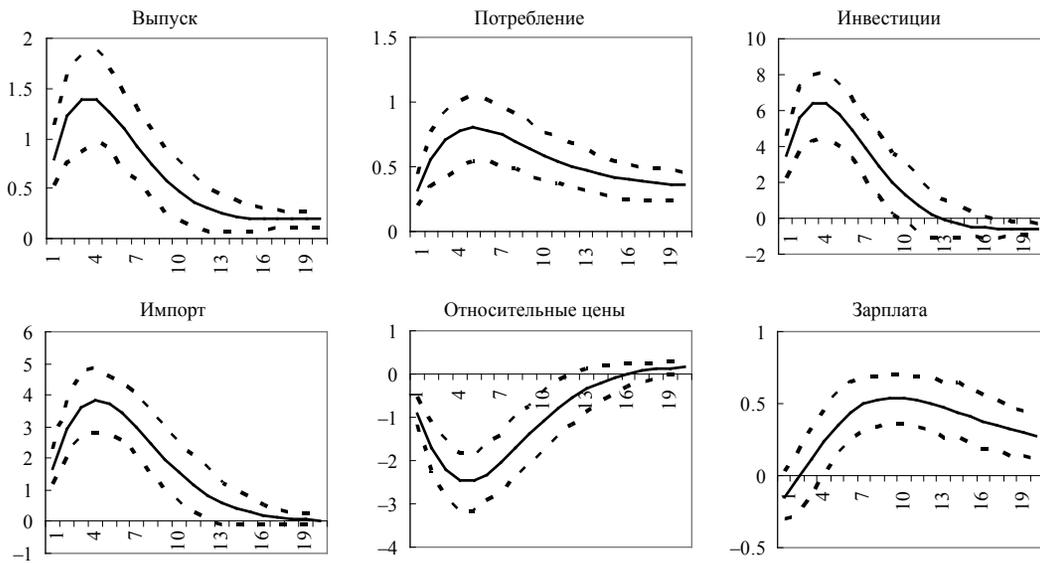


Рис. 8. Функции импульсного отклика на шок экспорта (в процентных отклонениях от долгосрочного равновесия). Сплошная линия — апостериорное среднее, штриховые линии — 90%-ный апостериорный доверительный интервал

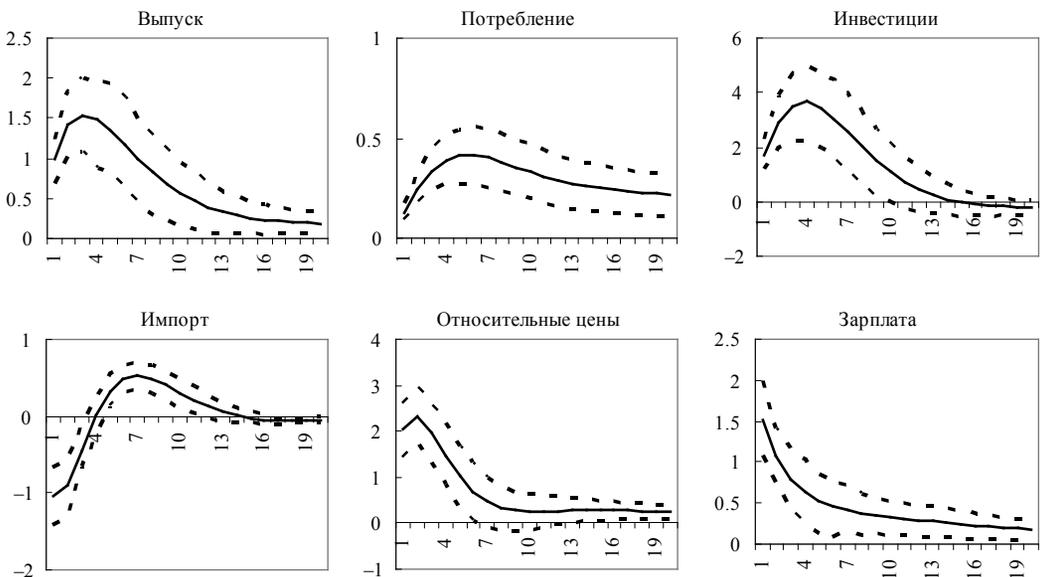


Рис. 9. Функции импульсного отклика на шок производительности (в процентных отклонениях от долгосрочного равновесия). Сплошная линия — апостериорное среднее, штриховые линии — 90%-ный апостериорный доверительный интервал

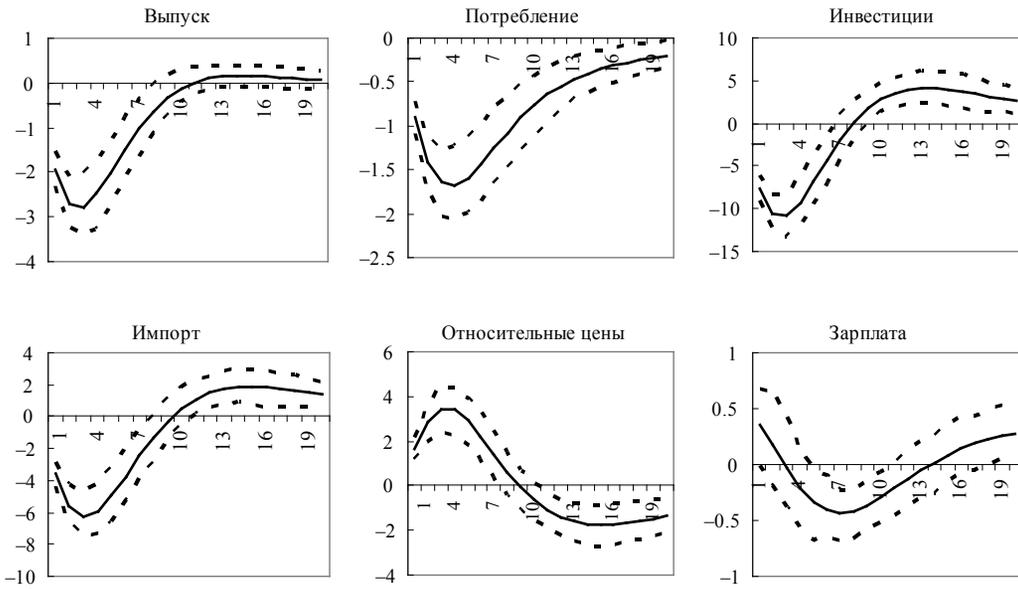


Рис. 10. Функции импульсного отклика на шок премии за риск (в процентных отклонениях от долгосрочного равновесия). Сплошная линия — апостериорное среднее, штриховые линии — 90%-ный апостериорный доверительный интервал

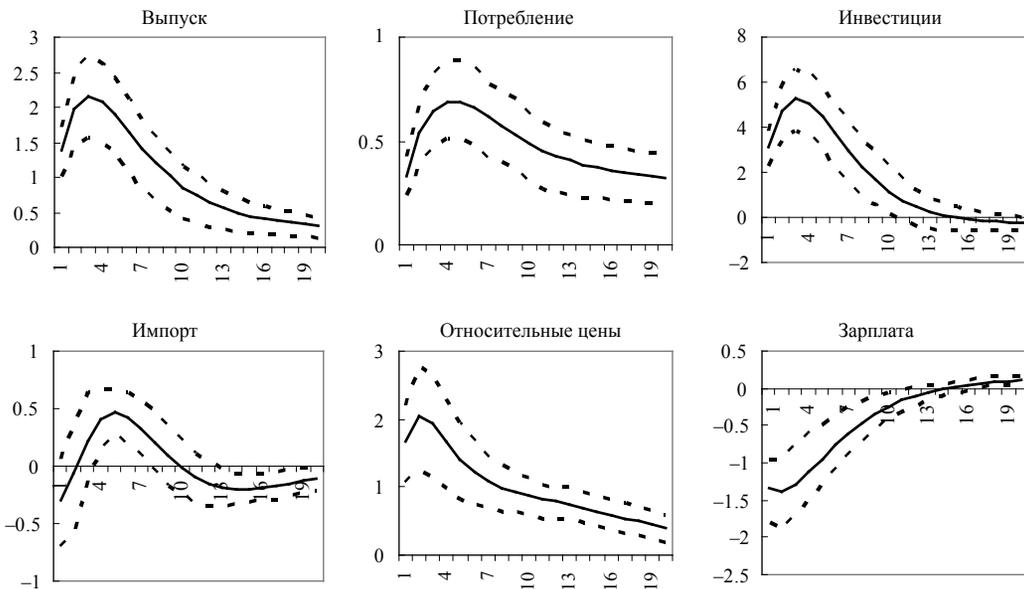


Рис. 11. Функции импульсного отклика на шок обменного курса (в процентных отклонениях от долгосрочного равновесия). Сплошная линия — апостериорное среднее, штриховые линии — 90%-ный апостериорный доверительный интервал