Данный файл является фрагментом электронной копии издания,
опубликованного со следующими выходными данными:

УДК 338.984.2
ББК 65.9(2Р)30-2
М 744

DOI 10.36264/978-5-89665-376-9-2023-012-436

Рецензенты:

чл.-корр. РАН А.А. Широв, д.э.н. Г.П. Литвинцева, д.э.н. А.В. Алексеев

М 744 **Модели и методы прогнозирования: Азиатская Россия в экономике страны** / под ред. А.О. Баранова и В.И. Суслова. – Новосибирск: Изд-во ИЭОПП СО РАН, 2023. – 436 с.

ISBN 978-5-89665-376-9

В монографии представлено описание комплекса моделей КОМПАС-ДАР, разработанного в ИЭОПП СО РАН в последние годы. В него включены новые модельные конструкции и модифицированные модели, разработанные в предшествующие периоды. КОМПАС-ДАР позволяет выполнять аналитические и прогнозные расчеты по экономике России и ее регионам, а также отдельным отраслям. Система КОМПАС-ДАР имеет ряд существенных отличий от разработанных ранее моделей: модели макроуровня включают эконометрические конструкции для краткосрочного прогнозирования (DSGE модели, общеравновесную межотраслевую модель), в межрегиональных моделях учитывается поведение экономических агентов, в ДММ-КАМИН включен блок воспроизводства человеческого капитала, в моделях макро- и регионального уровня отображены процессы влияния экономической деятельности на окружающую среду, в финансовых моделях инвестиционных проектов используется техника реальных опционов и нечетко-множественный анализ. В монографии отражены результаты работы по гранту на проведение крупных научных проектов по приоритетным направлениям научно-технического развития Министерства науки и высшего образования Российской Федерации № 075-15-2020-804 (№ 13.1902.21.0016), а также результаты работы по проектам плана НИР ИЭОПП СО РАН: № 121040100262-7 и № 121040100281-8.

УДК 338.984.2
ББК 65.9(2Р)30-2

ISBN 978-5-89665-376-9

© ИЭОПП СО РАН, 2023
© Коллектив авторов, 2023

Полная электронная копия издания расположена по адресу:
http://lib.ieie.nsc.ru/docs/2023/012

2.2. Общеравновесная межотраслевая модель для краткосрочного прогнозирования макро- и отраслевой динамики[1]

2.2.1. Общая концепция общеравновесной межотраслевой модели

Общая схема общеравновесной межотраслевой модели, включающей блоки агрегированных рынков и учитывающей шоки фискальной и монетарной политики, представлена на рис. 2.2.1.

Ядром модели выступает модель межотраслевого баланса, дополненная блоками уравнений, моделирующих равновесие на агрегированных рынках. Стрелками на схеме обозначены основные взаимосвязи, возникающие между агрегированными рынками. Агрегированный рынок товаров и услуг в данной модели представлен межотраслевой моделью, дополненной системой эконометрических уравнений, позволяющих учесть зависимость отраслевых объемов производства от уровня реальных процентных ставок (связь с денежным рынком), реальной заработной платы (связь с рынком рабочей силы) и реального валютного курса (связь с валютным рынком).

Общеравновесная межотраслевая модель с блоками агрегированных рынков имеет блочную структуру. Для каждого агрегированного рынка строится своя отдельная модель, но при этом все такие модели связаны между собой общими переменными, что позволяет находить общеравновесное решение.

Равновесными показателями для рынка товаров и услуг выступают вектора отраслевых объемов производства, цен, рентабельностей, основных производственных фондов, экспорта и импорта, а также распределение валовой добавленной стоимости, что позволяет связать данный рынок с рынком капитала через включение в модель объемов основных производственных фондов и инвестиций в основной капитал.

---

[1] Раздел основан на материалах монографии Гильмундинов В.М. Моделирование влияния макроэкономической политики на экономику России / Институт экономики и организации промышленного производства Сибирского отделения Российской академии наук. – Новосибирск: Изд-во ИЭОПП СО РАН, 2019. – С. 36–39, 71–74, 82–97.

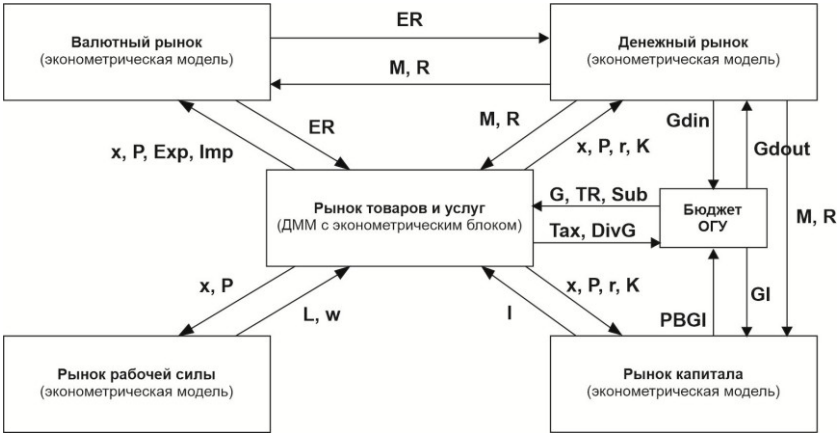

Рис. 2.2.1. Общая схема общеравновесной межотраслевой модели с блоками агрегированных рынков и с учетом шоков фискальной и монетарной политики*

Источник: Построено автором.

Обозначения: x – вектор отраслевых валовых выпусков; P – вектор отраслевых цен; Exp – вектор отраслевых объемов экспорта; Imp – вектор отраслевых объемов импорта; ER – валютный курс; M – объем предложения денег; R – процентная ставка; r – вектор отраслевых рентабельностей; K – вектор отраслевых основных производственных фондов; L – вектор отраслевых численностей рабочей силы; w – вектор равновесных отраслевых оплат труда; I – вектор отраслевых инвестиций в основной капитал; GDin – денежные потоки, возникающие в связи с увеличением государственного долга; GDout – денежные потоки, возникающие в связи с уменьшением государственного долга и выплатой процентов по нему; G – вектор государственных закупок товаров и услуг; TR – государственные трансферты домашним хозяйствам; Sub – вектор государственных отраслевых производственных субсидий; Tax – вектор совокупных налоговых платежей; DivG – государственные доходы от собственности; GI – вектор отраслевых государственных инвестиций; PBGI – продажа государственной собственности.

В блоке уравнений, описывающем валютный рынок, моделируются равновесные значения валютного курса и основные статьи платежного баланса. Блок уравнений, описывающий денежный рынок, позволяет определить равновесные ставки процента и объем денежного предложения. Блок уравнений, описывающий финансовый рынок, предназначен для моделирования равновес-

ных значений финансовых инвестиций по отраслям национальной экономики. Наконец, блок уравнений, описывающий рынок рабочей силы, моделирует равновесные отраслевые объемы занятости и заработной платы.

В данной схеме предполагается наличие зависимости отраслевых уровней цен и валовых выпусков от эндогенных параметров агрегированных рынков, что позволяет учитывать прямые и обратные взаимосвязи, возникающие в ходе межотраслевой конкуренции по различным видам ресурсов. При этом основная идея указанной концепции заключается в том, что результатом межотраслевых взаимодействий выступают равновесные уровни цен и объемы ресурсов, которые влияют на отраслевые валовые выпуски, определяя, таким образом, структурные изменения в экономике. Данная схема может дополняться и уточняться в зависимости от конкретных решаемых задач. Отметим, что указанная концепция при соответствующих модификациях может быть реализована также и в межрегиональном аспекте.

Возможность учета воздействия на рассматриваемые рынки шоков фискальной и монетарной политики возникает благодаря взаимосвязям между агрегированными рынками и вводу в общую схему модели финансовой модели для органов государственного бюджета (Бюджетный блок органов государственного управления).

Шоки монетарной политики вводятся в модель через непосредственное изменение объема предложения денег (параметр M), в результате которого происходит изменение равновесного уровня процентных ставок и других равновесных показателей модели, учитывающее как краткосрочные, так и среднесрочные эффекты через изменение совокупного спроса и инвестиционной активности. В свою очередь, изменение равновесных объемов производства, промежуточного спроса и потребности в импорте для агрегированного рынка товаров и услуг ведет к изменению равновесного состояния других рынков, позволяя таким образом учитывать как прямые, так и обратные эффекты, возникающие в экономике в связи с изменениями в монетарной политике государства.

Учет прямых эффектов шоков фискальной политики осуществляется через рынок товаров и услуг, в случае государственных инвестиций опосредованно через рынок капитала, затрагивая в зависимости от типа шока либо реальные доходы населения, а через них конечный спрос сектора домашних хозяйств, либо финансовые показатели производства и объем государственных закупок товаров и услуг. Благодаря взаимосвязанности агрегированных рынков, данные шоки, вызывая изменения на агрегированном рынке товаров и услуг, распространяются на другие агрегированные рынки, формируя, таким образом, как прямые, так и обратные связи.

Таким образом, предлагаемая концепция развития общеравновесной межотраслевой модели с блоками агрегированных рынков позволит повысить адекватность воспроизводства экономической динамики и изменений в отраслевой структуре национальной экономики благодаря более полному учету изменений, возникающих в результате шоков фискальной и монетарной политики государства и затрагивающих взаимосвязанные между собой агрегированные рынки.

2.2.2. Прикладная версия общеравновесной межотраслевой модели для экономики России

Перейдем к описанию основных соотношений Общеравновесной межотраслевой модели экономики России (ОММЭР). Данная модель построена с поквартальным шагом в номенклатуре 28 видов экономической деятельности и имеет шесть связанных между собой прямыми и обратными связями через множество эндогенных переменных модели блоков, характеризующих основные агрегированные рынки (рынок товаров и услуг, денежный рынок и валютный рынок) и финансовые ограничения (платежный баланс и консолидированный бюджет), а также блок оптимизации макроэкономической политики.

Указанная структура модели позволяет значительно расширить сферы ее применения для получения оценок воздействия различных внешних и внутренних шоков на динамику и отраслевую структуру экономики России в целом и на состояние отдельных отраслей и агрегированных рынков. Блок оптимизации мак-

роэкономической политики, встроенный в общую систему уравнений, позволяет, в свою очередь, решать задачи обоснования макроэкономической политики и поиска оптимальных значений ее параметров на основе проведения многовариантных сценарных расчетов и широкого перечня количественных целей государственного регулирования.

Выступая преимущественно моделью оценки макроэкономических и структурных эффектов от экономических шоков, главным образом шоков макроэкономической политики, данная модель в меньшей степени подходит для целей прогнозирования, особенно на отраслевом уровне, так как не учитывает многих сугубо отраслевых факторов, тем не менее она может выступать в качестве ценного дополнения к прогнозным макроэкономическим и отраслевым моделям, так как позволяет учитывать взаимосвязи между макроэкономическими изменениями и изменениями в динамике отдельных отраслей.

Учитывая эконометрический характер данной модели ее параметры, а также функциональные формы могут модифицироваться с учетом обновления и удлинения временных рядов данных официальной статистики и ввода в общую схему модели новых переменных и взаимосвязей. Используемый подход является достаточно гибким, благодаря чему в данной модели также может выполняться определенная модификация используемых связей между переменными и встраивание в данную модель новых блоков под цели исследования.

В представленной ниже версии модель в большей степени ориентирована на анализ воздействия на макроэкономические и отраслевые показатели инструментов денежно-кредитной и валютной политики, более детальное рассмотрение воздействия инструментов налогово-бюджетной политики требует дальнейшего ее развития в направлении детализации модели консолидированного бюджета и включения соответствующих взаимосвязей в общую схему модели.

Информационной базой для оценки статистических параметров модели выступила поквартальная статистика Росстата и Центрального банка России за 2003-2015 гг. Информационной базой для построения межотраслевой матрицы коэффициентов прямых затрат выступили симметричные таблицы «Затраты-Выпуск»

Росстата. Информационной базой для построения укрупненной модели консолидированного бюджета выступила информация Федерального казначейства об исполнении консолидированного бюджета Российской Федерации. Все приводимые далее уравнения регрессии успешно прошли проверку на основные статистические гипотезы с уровнем значимости, если не оговорено иное, не более 5%, а также соответствуют теоретическим представлениям о рассматриваемых причинно-следственных связях.

Межотраслевой блок рынка товаров и услуг

Межотраслевой блок рынка товаров и услуг выступает ядром всей модели, обеспечивающим учет взаимосвязей между динамикой отраслевых валовых выпусков и переменными агрегированных рынков.

Динамика отраслевых валовых выпусков определяется в соответствии с подходом к оценке коэффициентов эластичности отраслевых валовых выпусков по макроэкономическим переменным агрегированных рынков, отражающим жесткость народнохозяйственных ограничений в рамках межотраслевой конкуренции:

$$x_{i,t} = e_{x_i,exr\$r} \cdot exr\$r_{t-\tau_{i,exr\$r}} + e_{x_i,wr} \cdot wr_{t-\tau_{i,wr}} + e_{x_i,irr} \cdot irr_{t-\tau_{i,irr}} + e_{x_i} \quad (2.2.1)$$

где $x_{i,t}$ – логарифмированный темп роста валового выпуска отрасли i в сопоставимых ценах в квартале t к соответствующему кварталу предыдущего года; $exr\$r_t$ – логарифмированный темп роста реального валютного курса рубля к доллару США в квартале t по отношению к соответствующему кварталу предыдущего года; wr_t – логарифмированный темп роста реальной заработной платы в квартале t по отношению к соответствующему кварталу предыдущего года; irr_t – величина реальной процентной ставки (в непрерывной модели начисления процентов) в квартале t; $e_{xi,exr\$r}$, $e_{xi,wr}$, $e_{xi,irr}$ – коэффициенты уравнения регрессии для логарифмированного темпа роста валового выпуска при соответствующих переменных $exr\$r_t$, wr_t и irr_t с учетом выявленных лагов их влияния $\tau_{i,exr\$r}$, $\tau_{i,wr}$, $\tau_{i,irr}$, соответственно; e_{xi} – свободный член уравнения регрессии для отрасли i.

Конкретные оценки коэффициентов эластичности валовых выпусков для некоторых отраслей экономики России приведены в табл. 2.2.1 и 2.2.2.

Таблица 2.2.1

Оценки коэффициентов эластичности валовых выпусков некоторых отраслей экономики России

Показатель	Период	Коэффициент эластичности по фактору1:			R2
		РВК	РЗП	РСП	
1	2	3	4	5	6
Валовой внутренний продукт	1996–2010	-0,03**(4)	0,21	-0,3	0,81
	1996–2018	-0,03(4)	0,23	-0,29	0,79
Сельское хозяйство	1996–2010	-0,06*(1)	-	-0,18(3)	0,2
	1999–2018	-	-	-0,2*(3)	0,07
Промышленное производство	2000–2010	-0,1(4)	0,24	-0,44	0,78
	2000–2016	-0,08(4)	0,22	-0,42	0,66
Добывающие производства	2002–2010	-0,17(4)	0,22	-	0,51
	2000–2016	-0,09(4)	0,19(2)	-0,13	0,43
Добыча топливно-энергетических полезных ископаемых	2004–2010	-0,1(3)	0,19*	-	0,34
	2000–2016	-0,06(4)	0,21(2)	-0,09**	0,33
Добыча полезных ископаемых, кроме топливно-энергетических	2002–2010	-0,25*(4)	-	-0,54*	0,3
	2000–2015	-0,19(4)	-	-0,71	0,51
Обрабатывающие производства	2002–2010	-0,32(4)	0,46	-0,69	0,79
	2000–2016	-0,1(4)	0,24	-0,69	0,62
Производство и распределение электроэнергии, газа и воды	2002–2010	-0,13(4)	-	-0,34	0,49
	2000–2016	-0,06*(2)	0,12*	-0,24	0,27
Строительство	2000–2010	0,15*(4)	0,75	-0,75	0,61
	1999–2018	-	0,51	-0,54	0,62
Торговля, гостиницы и рестораны	2004–2010	0,06*(5)	0,67	-0,43	0,92
Транспорт и связь	2004–2010	-	0,41**	-0,41*(1)	0,53
Финансовая деятельность	2004–2010	0,14*(3)	1,32	-0,42(4)	0,9

Продолжение таблицы 2.2.1

1	2	3	4	5	6
Операции с недвижимым имуществом, аренда и предоставление услуг	2004–2010	0,15*(4)	1,01	-	0,62
Государственное управление	2004–2010	-0,07(4)	0,23	0,12**	0,38
Образование	2004–2010	-	0,14	-	0,59
Здравоохранение	2004–2010	-	0,08	-	0,41
Предоставление прочих услуг	2004–2010	-	1,02	-0,47	0,86
Розничная торговля	1996–2010	0,08(4)	0,47	-0,19	0,76
	1999–2018	0,1(4)	0,52	-0,35	0,85
Платные услуги населению	2002–2010	0,06*(4)	0,3	-0,33	0,78
	1999–2018	0,03*(4)	0,09	-0,31	0,59
Инвестиции в основной капитал	1999–2018	-0,12(4)	0,49(2)	-0,86	0,59

[1] Коэффициенты значимы при уровне значимости не более 1%, если указано * – то не более 5%, если указано ** – то не более 10%; в скобках указан лаг воздействия показателя; «-» – статистически значимая оценка при пороговом уровне значимости 10% отсутствует.

Источник: Оценки автора на основе данных Росстата и ЦБ России.

Таблица 2.2.2

Оценки коэффициентов эластичности валовых выпусков по некоторым обрабатывающим производствам экономики России

Показатель	Период	Коэффициент эластичности по фактору1:			R2
		РВК	РЗП	РСП	
1	2	3	4	5	6
Производство пищевых продуктов, включая напитки и табак	2002–2010	-0,1(4)	0,41	-	0,63
	2000–2016	-	0,26	-	0,43
Текстильное и швейное производство	2002–2010	-0,26(4)	0,63	-0,32*	0,71
	2000–2016	-0,26(4)	0,6	-0,39	0,64

Продолжение таблицы 2.2.2

Производство кожи, изделий из кожи и производство обуви	2002–2010	-0,48(4)	-	-	0,37
	2000–2016	-025(2)	0,73	-0,34**	0,34
Обработка древесины и производство изделий из дерева	2002–2010	-0,35(4)	0,61	-0,8	0,84
	2000–2016	-0,21(4)	0,22*	-0,89	0,68
Целлюлозно-бумажное производство, издательская и полиграфическая деятельность	2002–2010	-0,26(4)	0,74	-0,36	0,83
	2000–2016	-0,1(4)	0,57	-0,49	0,73
Производство кокса, нефтепродуктов и ядерных материалов	2002–2010	-	-	-0,2	0,25
	2000–2016	-	-	-0,18*	0,08
Химическое производство	2002–2010	-0,43(4)	-0,32*(2)	-0,54	0,67
	2000–2016	-0,14(4)	-0,21*(2)	-0,48	0,4
Производство резиновых и пластмассовых изделий	2002–2010	-0,3*(4)	0,58**	-0,74*	0,47
	2000–2016	-0,13*(4)	-	-1,26	0,51
Производство прочих неметаллических минеральных продуктов	2002–2010	-0,3(4)	1,2	-0,67	0,79
	2000–2016	-	0,39	-1,0	0,55
Металлургическое производство и производство готовых металлических изделий	2002–2010	-0,45(4)	0,46*	-0,5*	0,65
	2000–2016	-0,14(4)	0,32	-0,65	0,61
Производство машин и оборудования	2002–2010	-0,58(4)	0,93**	-1,09*	0,51
	2000–2016	-	0,4**	-1,2	0,37
Производство электрооборудования, электронного и оптического оборудования	2002–2010	-0,6*(4)	-	-2,04	0,44
	2000–2016	-	-	-1,78	0,44
Производство транспортных средств и оборудования	2002–2010	-0,55(4)	1,14	-1,31	0,78
	2000–2016	-0,15**(4)	-	-1,68	0,4
Прочие производства	2002–2010	-0,66(4)	0,45*	-0,78	0,8
	2000–2016	-	0,56	-0,85	0,56

[1] Коэффициенты значимы при уровне значимости не более 5%, если указано * – то не более 10%; в скобках указан лаг воздействия показателя; н/о – статистически значимая оценка при уровне значимости не более 10% отсутствует.

Источник: Оценки автора на основе данных Росстата и ЦБ России.

Получаемые на такой основе оценки влияния на динамику валовых выпусков изменения макроэкономических условий могут дополнительно корректироваться с учетом изменения автономного спроса, в том числе по воздействиям реализуемых мер налогово-бюджетной политики, что требует учета порождаемых ими мультипликативных межотраслевых эффектов:

$$X_{i,t} = X_{i,t-4} \cdot e^{x_{i,t}} + \sum_{j=1}^{n} b_{i,j} \cdot dA_{j,t} \cdot sY_j \cdot sI_i + dA_{i,t} \cdot sY_i \cdot (1 - sI_i) \quad (2.2.2)$$

где $X_{i,t}$ – величина валового выпуска продукции отрасли i в сопоставимых ценах в квартале t; $b_{i,j}$ – коэффициенты полных затрат продукции отрасли i на производство единицы продукции отрасли j в стоимостном выражении в сопоставимых ценах; $dA_{j,t}$ – прирост автономного конечного спроса на продукцию отрасли j в сопоставимых ценах в квартале t по отношению к соответствующему кварталу предыдущего года; sY_i – доля продукции внутренних производителей в конечном спросе на продукцию отрасли i; sI_i – доля продукции внутренних производителей в промежуточном спросе на продукцию отрасли i.

Максимальные объемы валовых выпусков для каждой отрасли i и квартала t определяются ограничениями на объемы производственных мощностей ($Cap_{i,t}$):

$$X_{i,t} \leq Cap_{i,t}. \quad (2.2.3)$$

Межотраслевые взаимосвязи, определяющие промежуточный спрос при производстве продукции отечественных производителей, описываются стандартными уравнениями межотраслевого баланса, основанными на учете технологических коэффициентов прямых затрат продукции отрасли j при производстве продукции отрасли i ($a_{i,j}$). Объем конечного спроса на продукцию отрасли i в квартале t ($Y_{i,t}$) определяется разницей между расчетным значением валового выпуска и величины промежуточного спроса на продукцию данной отрасли в сопоставимых ценах:

$$Y_{i,t} = X_{i,t} - \sum_{j=1}^{n} a_{i,j} \cdot X_{j,t}. \quad (2.2.4)$$

Использование в уравнениях для отраслевых валовых выпусков равновесных переменных агрегированных рынков позволяет согласовать равновесие на рынке товаров и услуг с равновесиями на других рынках и моделировать, таким образом, динамику от-

дельных отраслевых выпусков и экономики в целом с учетом происходящих на агрегированных рынках макроэкономических изменений, а также рассматриваемых в рамках сценарных расчетов экономических шоков.

Для целей моделирования динамики инвестиций в основной капитал экономики России предлагается использовать подход, аналогичный моделированию динамики отраслевых валовых выпусков (табл. 2.2.3).

Таблица 2.2.3

Оценка уравнения регрессии для логарифмированного темпа роста инвестиций в основной капитал в сопоставимых ценах в квартале t к соответствующему кварталу предыдущего года (it)

Объясняющие переменные	Значение коэффициента	Стандартная ошибка	Уровень значимости
Константа	-0,0485	0,0108	0,000
Логарифмированный темп роста реального валютного курса доллара США в российских рублях в квартале t-4 к соответствующему кварталу предыдущего года (exr$rt-4)	-0,1058	0,0438	0,021
Логарифмированный темп роста реальной заработной платы в квартале t к соответствующему кварталу предыдущего года (wrt)	1,5411	0,1234	0,000
Прирост реальной ставки процента в непрерывной модели в квартале t-1 к соответствующему кварталу предыдущего года (irrt-1)	-0,4983	0,0969	0,000
МИО-константа	0,0000	0,0054	0,998
МИО-остатки базовой модели с лагом 1	0,3488	0,1508	0,026
Rф2 = 0,885 (p = 0,000); RΣ2 = 0,899 (p = 0,000); ry^,e = 0,000 (p = 0,000); IR = 0,72, FG = 13,3 (p = 1,00); DW = 1,99 (p > 0,05)			

Источник: Оценка автора на поквартальной статистике за период: 2004 г. – третий квартал 2014 г. (на основе данных ЦБ России).

Согласно полученным результатам, динамика инвестиций в основной капитал в значительной степени зависит от рассматриваемых макроэкономических переменных агрегированных рынков, при этом наиболее сильное воздействие оказывает динамика реальной заработной платы и реальных процентных ставок,

что хорошо согласуется с теоретическими положениями о более сильной волатильности инвестиций в основной капитал по сравнению с динамикой ВВП и более существенном влиянии на них изменения процентных ставок.

Для моделирования изменений в реальной заработной плате предлагается использовать уравнение регрессии, представленное в табл. 2.2.4.

Таблица 2.2.4

Оценка уравнения регрессии для прироста логарифмированного темпа роста реальной заработной платы в квартале t к соответствующему кварталу предыдущего года по сравнению с соответствующим кварталом предыдущего года (wrt – wrt-4)

Объясняющие переменные	Значение коэффициента	Стандартная ошибка	Уровень значимости
Константа	–0,0016	0,0041	0,699
Прирост логарифмированного темпа роста реальной заработной платы в квартале t-1 к соответствующему кварталу предыдущего года по сравнению с соответствующим кварталом предыдущего года (wrt-1 – wrt-5)	0,3494	0,08	0,000
Прирост логарифмированного темпа роста дефлятора валового внутреннего продукта в квартале t к соответствующему кварталу предыдущего года по сравнению с соответствующим кварталом предыдущего года (πt – πt-4)	-0,2652	0,0623	0,000
Прирост логарифмированного темпа роста валового внутреннего продукта в сопоставимых ценах в квартале t к соответствующему кварталу предыдущего года по сравнению с соответствующим кварталом предыдущего года (yt – yt-4)	0,8276	0,0958	0,000
R2 = 0,834 (p = 0,000); ry^,e = 0,000 (p = 0,000); IR = 0,39, FG = 37,9 (p = 0,69); BG(1) = 1,09 (p = 0,30); BG(2) = 1,06 (p=0,59); BG(3) = 3,39 (p=0,34)*			

Источник: Оценка автора на поквартальной статистике за период: 2004 г. – третий квартал 2014 г. (на основе данных Росстата).

Данное уравнение хорошо согласуется с базовыми теоретическими представлениями о взаимосвязях, действующих на рынке рабочей силы, и может быть рассмотрено в качестве

весьма упрощенной его модели. Так, рост экономики, ведущий к росту спроса на рабочую силу, оказывает значительное положительное воздействие на динамику реальной заработной платы, рост инфляции приводит к ограниченному обесценению покупательной способности заработной платы, а положительная зависимость от динамики реальной заработной платы в предыдущем квартале указывает на наличие инерционных процессов на рынке рабочей силы России.

Блок агрегированного денежного рынка. Для агрегированного описания функционирования денежного рынка России построены два уравнения регрессии (табл 2.2.5 и 2.2.6).

Таблица 2.2.5

Оценка уравнения регрессии для прироста номинальной ставки процента (в непрерывной модели начисления процентов) в квартале t по сравнению с соответствующим кварталом предыдущего года (irnt – irnt-4)

Объясняющие переменные	Значение коэффициента	Стандартная ошибка	Уровень значимости
Константа	–0,0049	0,0031	0,124
Прирост номинальной ставки процента в непрерывной модели в квартале t-1 по сравнению с соответствующим кварталом предыдущего года (irnt-1 – irnt-5)	0,7849	0,0693	0,000
Логарифмированный темп роста дефлятора валового внутреннего продукта в квартале t-1 к соответствующему кварталу предыдущего года (πt-1)	0,0598	0,0225	0,012
Логарифмированный темп роста номинальной денежной массы M2 в квартале t к соответствующему кварталу предыдущего года (mt)	-0,0345	0,0095	0,001
Логарифмированный темп роста валового внутреннего продукта в сопоставимых ценах в квартале t-3 к соответствующему кварталу предыдущего года (yt-3)	0,1386	0,0264	0,000
R2 = 0,936 (p = 0,000); ry^,e = 0,000 (p = 0,000); IR = 0,26, FG = 46,1 (p = 0,15); BG(1) = 0,29 (p = 0,59); BG(2) = 0,59 (p=0,74); BG(3) = 1,77 (p=0,62)			

Источник: Оценка автора на поквартальной статистике за период третий квартал 2005 года – третий квартал 2014 года на основе данных Росстата и ЦБ России.

Таблица 2.2.6

Оценка уравнения регрессии
для логарифмированного темпа роста дефлятора ВВП
в квартале t к соответствующему кварталу предыдущего года (πt)

Объясняющие переменные	Значение коэффициента	Стандартная ошибка	Уровень значимости
Константа	0,0071	0,0127	0,581
Логарифмированный темп роста номинальной денежной массы М2 в квартале t к соответствующему кварталу предыдущего года (mt)	0,1151	0,0445	0,014
Логарифмированный темп роста дефлятора ВВП в квартале t-1 к соответствующему кварталу предыдущего года (πt-1)	0,7101	0,0802	0,000
Прирост номинальной ставки процента в непрерывной модели в квартале t по сравнению с соответствующим кварталом предыдущего года (irnt – irnt-4)	-1,2841	0,2918	0,000
Прирост логарифмированного темпа роста среднего номинального валютного курса доллара США к российскому рублю в квартале t к соответствующему кварталу предыдущего года по сравнению с соответствующим кварталом предыдущего года (exr$nt-1 – exr$nt-5)	0,1251	0,0392	0,003
R2 = 0,801 (p = 0,000); ry^,e = 0,000 (p = 0,000); IR = 0,27, FG = 52,5 (p = 0,15); BG(1) = 1,03 (p = 0,31); BG(2) = 2,61 (p=0,27); BG(3) = 4,31 (p=0,23)			

Источник: Оценка автора на поквартальной статистике за период: 2004 г. – третий квартал 2014 г. (на основе данных Росстата и ЦБ России).

Первое уравнение (см. табл. 2.2.5) определяет динамику уровня номинальных процентных ставок в экономике по кредитам, выданным коммерческими банками нефинансовым предприятиям на срок до 1 года. Второе уравнение (см. табл. 2.2.6) описывает динамику дефлятора ВВП и учитывает динамику номинальных процентных ставок и номинального валютного курса доллара США к рублю (российских рублей за 1 доллар США), что позволяет более полно разложить каналы влияния государственной денежно-кредитной и валютной политики на общий уровень цен в отечественной экономике.

Как видно из табл. 2.2.6, помимо отмеченного ранее значительного влияния на динамику общего уровня цен в экономике России инфляционных ожиданий, а также монетарной инфляции, значимое понижательное влияние оказывает удорожание стоимости кредитования и курса национальной валюты. Таким образом, укрепление курса рубля способствует постепенному снижению инфляции, воздействуя с лагом, в том числе и через канал инфляционных ожиданий. Понижательное воздействие на инфляцию роста номинальных процентных ставок объясняется вызываемым им сокращением платежеспособного спроса.

Включение двух представленных уравнений блока денежного рынка в общую схему ОММЭР позволяет, таким образом, сделать эндогенными номинальную ставку процента и темп инфляции, в результате чего экзогенной переменной остается только объем денежной массы. Основываясь на полученные уравнения для денежного рынка, можно также сделать вывод о том, что подтверждена теоретическая модель о снижении номинальных процентных ставок при увеличении темпов роста реальной денежной массы М2 в краткосрочном периоде и росте номинальной процентной ставки при увеличении темпов роста номинального валового выпуска с определенным лагом.

Блок агрегированного валютного рынка. Блок агрегированного валютного рынка представлен преимущественно нормативной моделью платежного баланса, позволяющей моделировать внешнеэкономические потоки иностранной валюты с учетом уравнения регрессии на оценку динамики доли импорта товаров и услуг в ВВП (табл. 2.2.7) и эндогенизировать номинальный валютный курс рубля к доллару США на основе соответствующего уравнения регрессии.

Доля импорта товаров и услуг в ВВП для России является достаточно устойчивым показателем, в среднем на поквартальной статистике за 2004-2015 гг. составляющим 21,2% и имеющим стандартное отклонение 1,2%. Поэтому при построении модели акцент сделан на оценке уравнения регрессии, позволяющего воспроизводить изменения доли импорта в ВВП.

Таблица 2.2.7

Оценка уравнения регрессии для приведенного в логарифмированную форму изменения доли импорта товаров и услуг в ВВП в квартале t к соответствующему кварталу предыдущего года (dimpt)

Объясняющие переменные	Значение коэффициента	Стандартная ошибка	Уровень значимости
Константа	-0,0008	0,0014	0,544
Логарифмированный темп роста реального валютного курса доллара США к российскому рублю в квартале t-2 к соответствующему кварталу предыдущего года (exr$rt-2)	0,0337	0,0066	0,000
Прирост реальной ставки процента в непрерывной модели в квартале t по сравнению с соответствующим кварталом предыдущего года (irrt – irrt-4)	0,0573	0,0206	0,008
МИО-константа	-0,0002	0,0010	0,862
МИО-остатки базовой модели с лагом 1	0,5730	0,1243	0,000
Rф2 = 0,375 (p = 0,000); RΣ2 = 0,577 (p = 0,000); ry^,e = 0,000 (p = 0,000); IR = 0,79, FG = 10,4 (p = 1,00); DW = 2,03 (p > 0,05)			

Источник: Оценка автора на поквартальной статистике за период: 2003 г. – третий квартал 2014 г. (на основе данных Росстата и ЦБ России).

Так как объем экспорта товаров и услуг в значительной степени определяется внешними факторами, то для объема экспорта товаров и услуг в квартале *t*, в российских рублях по фактическим ценам и текущему валютному курсу (Ex_t), была построена следующая нормативная модель:

$$Ex_t = ExNonO\&G_t + OilPrice_t \cdot ExpOilVol_t / dOil_t, \qquad (2.2.5)$$

где $ExNonO\&G_t$ – объем экспорта товаров и услуг за вычетом продукции нефтегазового комплекса, пересчитанный в российские рубли по фактическим ценам и текущему валютному курсу, в квартале *t*; $OilPrice_t$ – средняя фактическая цена экспортируемой из России нефти в долларах США за баррель, в квартале *t*; $ExpOilVol_t$ – объем экспорта нефти из России в баррелях в квартале *t*; $dOil_t$ – средняя доля экспорта нефти в суммарном экспорте продукции нефтегазового комплекса, принятая равной 44,4%, что

соответствует значению указанного показателя в первом квартале 2016 года.

Потоки по счету операций с капиталом и финансовому счету, а также показатели экспорта товаров и услуг задаются экзогенно на основе сценариев проводимых расчетов и экспертных оценок.

Укрупненная модель платежного баланса позволяет, таким образом, моделировать поступающие в страну и исходящие из нее потоки иностранной валюты, что служит основой для построения уравнения регрессии, описывающего динамику номинального валютного курса доллара США к российскому рублю в квартале *t* (табл. 2.2.8).

Таблица 2.2.8

Оценка уравнения регрессии для логарифмированного темпа роста номинального валютного курса доллара США в российских рублях в квартале t к соответствующему кварталу предыдущего года (exr$nt)

Объясняющие переменные	Значение коэффициента	Стандартная ошибка	Уровень значимости
Константа	0,0469	0,0087	0,000
Приведенное в логарифмированную форму отношение изменения резервов валюты у частного сектора к совокупному поступлению валюты в страну по всем статьям платежного баланса в квартале t (1+dPrivateReservest/CurrenceInflowst)	0,9901	0,3129	0,003
Приведенное в логарифмированную форму отношение совокупного чистого поступления валюты в страну (приток валюты за вычетом оттока) к совокупному поступлению валюты в страну по всем статьям платежного баланса в квартале t (1+ dCurrenceInflowst/CurrenceInflowst)	-0,5222	0,0610	0,000
МИО-константа	0,0016	0,0069	0,818
МИО-остатки базовой модели с лагом 1	0,4357	0,1378	0,005
Rф2 = 0,764 (p = 0,000); RΣ2 = 0,809 (p = 0,000); ry^,e = 0,000 (p = 0,000); IR = 0,82, FG = 8,0 (p = 1,00); DW = 1,83 (p > 0,05)			

Источник: Оценка автора на поквартальной статистике за период: 2004 г. – третий квартал 2014 г. (на основе данных ЦБ России).

Полученная регрессионная модель хорошо согласуется с теоретическими представлениями. Так, номинальный курс доллара США в российских рублях находится в отрицательной зависимости от отношения чистого поступления иностранной валюты к совокупному поступлению, в то же время имеется положительное воздействие на данный показатель прироста резервов валюты у частного сектора.

Блок консолидированного бюджета. Построение блока консолидированного бюджета, включая государственные внебюджетные фонды, основано на построении соотношений для следующих четырех укрупненных групп бюджетных доходов.

1. Доходы консолидированного бюджета от внешнеэкономической деятельности, поступившие в консолидированный бюджет в квартале t (GIE_t), величина которых определяется на основе уравнения регрессии, построенного для их доли в общем объеме экспорта нефтегазового комплекса (табл. 2.2.9), и представлена следующим соотношением:

$$GIE_t = (0{,}1476 + \\ + 0{,}0028 \cdot OilPrice_t) \cdot OilPrice_t \cdot ExpOilVol_t / dOil_t \qquad (2.2.6)$$

Таблица 2.2.9

Оценка уравнения регрессии для доли доходов от внешнеэкономической деятельности, поступивших в консолидированный бюджет в квартале t, в общем объеме экспорта нефтегазового комплекса (GIEt / OilPricet·ExpOilVolt/dOilt)

Объясняющие переменные	Значение коэффициента	Стандартная ошибка	Уровень значимости
Константа	0,1476	0,0344	0,000
Средняя фактическая цена экспортируемой из России нефти в квартале t, долларов США за баррель (OilPricet)	0,0028	0,0004	0,000
Rф2 = 0,766 (p = 0,000); ry^,e = 0,000 (p = 0,000); DW = 2,54 (p > 0,05)			

Источник: Оценка автора на поквартальной статистике за период 2011 г. – первый квартал 2016 г. (на основе данных Росстата и ЦБ России).

2. Доходы консолидированного бюджета, получаемые в виде налога на добавленную стоимость и акцизов на ввозимые на территорию Российской Федерации товары (GII_t), величина которых оказалась прямо пропорциональной величине импорта товаров и услуг с коэффициентом пропорциональности 0,1593 и стандартным отклонением, равным 0,005, объем данных доходов определяется на основе следующего соотношения:

$$GII_t = 0{,}1593 \cdot Im_t \qquad (2.2.7)$$

3. Доходы консолидированного бюджета, поступающие по налогу на добычу полезных ископаемых на нефть (GIP_t), величина которых зависит от мировых цен на нефть марки Юралс, а также корректирующих коэффициентов, значения которых определяются в зависимости от различных условий, объем данных доходов определяется на основе следующего соотношения:

$$GIP_t = K_p \cdot (T^{oil}{}_t \cdot ExR\$N_t \cdot (OilPrice_t - 15)/261) \cdot OilVol_t \cdot 0{,}1364, \qquad (2.2.8)$$

где K_p – коэффициент, характеризующий соотношение между фактической усредненной на объем добычи ставкой налога на добычу полезных ископаемых на нефть и расчетной максимальной ставкой, принят равным среднему значению данного коэффициента 0,7946 при стандартном отклонении 0,0459; $T^{oil}{}_t$ – базовый размер налоговый ставки по НДПИ на нефть, действующий в квартале t (857 руб. на каждую добытую тонну в 2016 г., 919 руб. – в 2017 г.); $OilVol_t$ – объем добычи нефти и газового конденсата в баррелях в квартале t.

4. Прочие доходы консолидированного бюджета, величина которых определяется через произведение ВВП и средней их доли в ВВП в 2011–2015 гг., равной 0,2212 при стандартном отклонении 0,016, на основе следующего соотношения:

$$GIO_t = 0{,}2212 \cdot P_t \cdot Y_t \ . \qquad (2.2.9)$$

Предложенная группировка доходов консолидированного бюджета позволяет выделить доходы, на которые оказывают непосредственное влияние изменения цен на нефть и валютных курсов (первые три группы доходов), что позволяет более качественно моделировать воздействие внешнеэкономических шоков,

а также воздействие валютной политики Центрального банка на состояние государственного бюджета.

Расходы консолидированного бюджета выступают экзогенной величиной, определяемой на основе утвержденных параметров налогово-бюджетной политики и сценарных предположений, принимаемых при проведении расчетов. С учетом влияния параметров налогово-бюджетной политики на равновесие в ОММЭР, они могут рассматриваться как управляющие параметры государственной экономической политики, что может требовать построения дополнительных соотношений для более полной оценки их воздействия на динамику отдельных показателей.

Блок динамической оптимизации государственной экономической политики. Для определения оптимальных значений инструментов государственной экономической политики ОММЭР интегрируется с модифицированной функцией общественных потерь (SL_t), значения которой определяются в соответствии со следующим соотношением:

$$SL_t = \sum_{\tau=t-t_0}^{\theta} \delta_\tau \cdot \sum_{n=1}^{N} \mu_{\tau,n} \cdot \left(T^*_{t_0+\tau,n} - T_{t_0+\tau,n}\right)^2 \to \min! \qquad (2.2.10)$$

где t – квартал выработки/корректировки оптимальной экономической политики для каждого квартала планового периода [t_0; $t_0+\theta$]; t_0 – начальный квартал планового периода; θ – период планирования, в кварталах; SL_t – оценка суммарной величины общественных потерь за остаток планового периода; τ – порядковый номер квартала планового периода (t_0 присваивается номер 0 и т.д.); δ_τ – вес общественных потерь квартала с порядковым номером τ в суммарной величине общественных потерь за весь плановый период; n – порядковый номер цели экономического регулирования; N – количество целей экономического регулирования; $\mu_{\tau,\ n}$ – вес цели экономического регулирования с номером n в величине общественных потерь квартала с порядковым номером τ; $T^*_{t0+\tau,\ n}$ – желаемое значение показателя, соответствующего цели экономического регулирования с номером n, в квартале $t_0+\tau$; $T_{t0+\tau,\ n}$ – расчетное значение показателя,

соответствующего цели экономического регулирования с номером n, в квартале $t_0+\tau$, получаемое на основе расчетов в ОММЭР, в которой управляющими параметрами выступают показатели, соответствующие оптимизируемым инструментам государственной экономической политики.

Представленный подход позволяет получать оценки значений параметров инструментов экономической политики как на ретроспективной основе, что позволяет анализировать степень согласованности их между собой и с целями экономического регулирования, так и на перспективу – с целью обоснования принимаемых решений. Веса δ_τ, $\mu_{\tau,\, n}$, а также горизонт планирования θ определяются дискреционно – в зависимости от сложившейся в экономике ситуации и приоритетов экономического регулирования.

Предлагаемый подход позволяет получать оценки воздействия мер экономической политики на широкий спектр показателей, в том числе включающих отраслевые валовые выпуски, что позволяет расширить предлагаемую схему оптимизации государственной экономической политики и ее целей (рис. 2.2.2).

Заметим, что предложенный подход к оптимизации государственной экономической политики позволяет получать оценки воздействия ее мер не только на целевые показатели социально-экономического развития. Так, к примеру, в многочисленных исследованиях, посвященных вопросам общественного здоровья и загрязнения окружающей среды, даются количественные оценки влияния на них экономических показателей, что дает основу и определяет направление для расширения перечня целей государственной экономической политики в рамках предложенного подхода.

Рис. 2.2.2. Схема оптимизации государственной экономической политики на основе ОММЭР

Источник: Построено автором.