

Влияние регулирования рынков на уровень цен в экономике: межстрановой анализ*

Александра БЕЗБОРОВОА



Заместитель начальника Управления исследований Национального банка

В соответствии с результатами графического анализа на межстрановых статистических данных, отраженными в первой части исследования, было сделано предварительное заключение, что при превышении уровнем регулирования товарных рынков определенного значения можно говорить о его повышающем воздействии на инфляционные процессы. Если же регулирование находится на умеренном уровне и приближается к оптимальному значению, то, напротив, оно способно оказывать понижающее влияние на инфляцию в экономике. В целях более детального рассмотрения данного вопроса и достоверного установления влияния регулирования товарных рынков на инфляцию во второй части исследования был проведен эконометрический анализ.

Ключевые слова:

регулирование товарных рынков, инфляция, индекс потребительских цен, межстрановой анализ, Р*-модель, панельные данные, фиксированные эффекты, случайные эффекты.

Описание и анализ сформированной выборки панельных данных

В сформированную выборку были включены страны, по которым ОЭСР рассчитывала по-

казатель регулирования рынков и которые не являлись членами еврозоны (таблица 1). Необходимость учета последнего условия объясняется тем, что при построении моделей одним из экономических показателей, вошедших

Таблица 1

PMR-показатель стран, вошедших в выборку для построения эконометрических моделей

Страна / год	1998	2003	2008	2013
Австралия	1,72	1,34	1,34	1,29
Канада	1,91	1,64	1,53	1,42
Чехия	2,64	1,88	1,50	1,39
Дания	1,66	1,48	1,35	1,22
Венгрия	2,66	2,11	1,53	1,31
Исландия	2,03	1,62	1,48	1,50
Япония	2,11	1,37	1,43	1,41
Корея	2,56	1,95	1,94	1,88
Мексика	2,76	2,50	2,05	1,91
Новая Зеландия	1,45	1,29	1,23	1,26
Норвегия	1,87	1,56	1,54	1,46
Польша	3,19	2,42	2,04	1,65
Швеция	1,89	1,50	1,61	1,52
Швейцария	2,49	1,99	1,55	1,50
Турция	3,28	2,82	2,65	2,46
Великобритания	1,32	1,10	1,21	1,08
Среднее значение	2,22	1,79	1,62	1,52
Медианное значение	2,07	1,63	1,53	1,44

Примечание. Собственная разработка автора.

* Окончание. Начало см.: Банкаўскі веснік. – 2016. – № 12 (641). – С. 19–24.

в состав экзогенных факторов, являлась денежная масса. На текущий момент для стран – членов еврозоны отсутствует возможность наблюдать денежные агрегаты отдельно по каждому из государств. Таким образом, количество стран, вошедших в итоговую выборку, составило 16.

Средний уровень *PMR*-показателя за 2013 г. по отобранным странам составил 1,52, а медианный – 1,44 (таблица 1), что незначительно ниже уровня соответствующих показателей для полной выборки (53 страны) [1].

По результатам графического анализа показателей за 2013 г. отобранных стран можно установить наличие повышающего воздействия регулирования рынков на уровень инфляции (рисунок). Последний факт дает основание предположить присутствие такой взаимосвязи для всей панели, что в свою очередь обосновывает необходимость более детального рассмотрения анализируемой зависимости через эконометрические подходы.

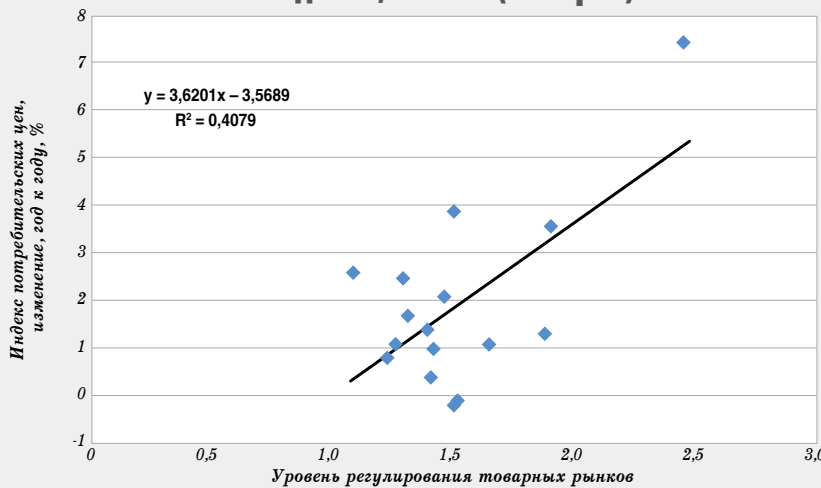
Период наблюдения экономических показателей отобранных

стран составил 1998–2013 гг. и обуславливался периодом, в течение которого имелись расчеты *PMR*-показателя, воздействие которого на инфляцию являлось предметом представленной работы. Периодичность данных – годовая.

Следует отметить, что построение моделей включало два основных этапа. Первый предполагал построение эконометрической модели на фактических данных 16 отобранных стран. При этом пропущенные наблюдения по *PMR*-показателю были дополнены интерполяционным методом. Построение такого типа моделей было направлено прежде всего на установление количественного влияния изменений в регулировании рынков на инфляцию, а также на определение статистической значимости данного влияния.

Второй этап эконометрического анализа подразумевал замену фактических данных *PMR*-показателя на фиктивную переменную. Данная фиктивная переменная определялась следующим образом: для каждого года анализируемого периода рассчитывался средний уровень *PMR*-показателя по странам. В соответствии с рассчитанным средним уровнем регулирования рынков в каждый год рассматриваемого периода страна могла быть отнесена как к группе, где уровень регулирования рынков выше определенного среднего уровня (фиктивная переменная принимает значение 1), так и к группе, где этот уровень ниже (фиктивная переменная принимает значение 0). Данный подход расширил возможности эконометрического анализа. Во-первых, в рассматриваемую выборку стран была включена Беларусь, при этом предполагалось, что уровень регулирования рынков в отечественной экономике превышает среднее значение по странам. Во-вторых, данный подход позволил разбить выборку стран на две подвыборки, не теряя количества наблюдений, и установить зависимость инфляции от регулирования рынков для группы стран, где она в соответствии с

Уровень инфляции в зависимости от регулирования рынков стран, вошедших в выборку для построения эконометрических моделей, 2013 г. (16 стран)



Примечание. Разработка автора.

Рисунок

Таблица 2

Описание макропеременных моделей

Переменная	Описание
cpi_{it}	индекс потребительских цен, 2002 г. = 1
$b_{m_{it}}$	широкая денежная масса, в млрд. национальной валюты, в ценах 2002 г.
$b_{m_{it}}^{gap}$	разрыв цен, в процентах ¹
$n_{ex_{it}}^{usd}$	номинальный обменный курс национальной валюты к доллару США
pmr_{it}	индекс регулирования товарных рынков
pmr_{it}^{dum}	фиктивная переменная, отражающая уровень регулирования товарных рынков в стране, превышающий определенное среднее значение

¹ Показатель, отражающий разрыв цен в экономике, рассчитывался как разность логарифма фактического уровня широкой денежной массы и логарифма ее долгосрочного уровня, определенного на основе фильтра Ходрика – Прескотта.

ранее проведенным графическим анализом наиболее четко прослеживалась (для стран, где уровень регулирования превышал определенный средний уровень).

Перечень экзогенных показателей моделей (таблица 2) определялся с учетом того факта, что теоретической основой построения регрессий выступала концепция P^* -модели. P^* -модель подразумевает, что отклонение фактического уровня цен от равновесного определяет развитие инфляционных процессов в экономике. Если фактические цены ниже равновесного уровня, ожидается, что через определенный период инфляция возрастет. Цены будут увеличиваться до тех пор, пока не достигнут равновесия. И, напротив, если фактические цены превышают долгосрочную траекторию, ожидается, что в краткосрочном периоде будет наблюдаться снижение уровня инфляции, которое вернет цены к равновесному состоянию [2; 3].

Следует отметить, что с эконометрической точки зрения P^* -модель представляет собой модель коррекции ошибок, где остатками долгосрочного соотношения выступает разрыв цен [2]. Существует два основных подхода к определению разрыва цен [4]: 1) определение искомого показателя как отклонение фактического уровня денежной массы от ее долгосрочного тренда; 2) расчет, основанный на соотношении количественной теории денег. В представленной работе использовался первый из перечисленных подходов.

Первым шагом в реализации эконометрического анализа является определение порядка интегрированности анализируемых данных. Были проведены тесты на присутствие общего процесса единичного корня (LLC - и $Handri$ -тест) и индивидуального (IPS -, $Fisher-ADF$ - и $Fisher-PP$ -тест). В соответствии с проведенными тестами однозначные результаты были получены по таким панельным данным, как широкая денежная масса, разрыв цен и инфляция. Так, можно сделать вывод, что широкая денежная масса – панель, содержащая не-

стационарный процесс для всех объектов наблюдения, а разрыв цен, оцененный как отклонение фактического уровня денежной массы от ее долгосрочного тренда, и инфляция – стационарные. Следовательно, соблюдается необходимое условие для построения модели коррекции ошибок, заключающееся в наличии стационарных остатков долгосрочного соотношения. Таким образом, построение P^* -модели обоснованно и со статистической точки зрения.

По оставшимся данным были получены несколько противоречивые выводы о порядке интегрированности. Данный факт обуславливается в том числе спецификой каждого из проведенных тестов. Так, при наличии автокорреляции результаты $Handri$ -теста значительно искажаются. Однако по итогу рассмотрения результатов совокупности тестов можно заключить, что такие ряды, как уровень цен выборки, содержащей 16 стран, обменный курс национальной валюты к доллару США обеих выборок, показатель, отражающий уровень регулирования товарных рынков, для всех пространственных объектов содержат процесс единичного корня. Также результаты тестов показали, что ряд, отражающий уровень цен выборки, учитывающей 17 стран, можно описать, как содержащий процесс единичного корня только для некоторых пространственных объектов наблюдения.

Следует отметить, что показатели, отражающие панели данных, характеризующихся наличием процесса единичного корня как для всех пространственных объектов, так и только для некоторых из них, в модель коррекции ошибок будут включены в первых разностях логарифмов.

Эконометрическая оценка влияния регулирования товарных рынков на инфляцию

Как было отмечено выше, теоретической основой оцениваемых регрессий явилась концепция P^* -модели. Формально P^* -модель инфляции может быть представлена следующим образом [3]:

$$\Delta \ln(cpi_{it}) = E(\Delta cpi_{it} | \Theta_{t-1}) + ab_m_{it-1}^{gap} + \beta z_{it}, \quad (1)$$

где a – коэффициент, обратная величина которого отражает скорость возврата цен на равновесную траекторию.

В соответствии с моделью (1) инфляция обуславливается инерционностью ($E(\Delta cpi_{it} | \Theta_{t-1})$ – инфляционные ожидания), разрывом уровня цен, взятым с единичным лагом и оцененным через разность фактической и равновесной динамики широкой денежной массы, а также другими монетарными и немонетарными факторами, входящими в вектор z . В представленной работе вектор z включал обменный курс национальной валюты к доллару США для каждой из рассматриваемых стран, а также фактическое изменение уровня регулирования товарных рынков для выборки, учитывающей 16 стран, и фиктивную переменную, отражающую уровень регулирования товарных рынков, превышающий средний уровень, для выборки, включающей 17 стран.

Уравнение (1) рассматривалось как модель коррекции ошибок, так как включало и долгосрочную взаимосвязь показателей, выраженную через разрыв уровня цен, и краткосрочную компоненту, учитываемую в модели через вектор стационарных величин. Следует отметить, что при заданной спецификации уравнения (1) работоспособность механизма корректировки отражает положительный α -коэффициент².

В соответствии с экономической теорией ожидалось, что знак коэффициента при обменном курсе национальной валюты к доллару США – положительный, так как ослабление национальной валюты обуславливает рост общего уровня цен.

Проведенный графический анализ взаимосвязи уровня регулирования товарных рынков не дал результата, на основе которого можно было бы сделать однозначный вывод о направлении и значимости влияния PMR -показателя на инфляцию. Однако предполагалось, что коэффициент при переменной, соответствующей как

² Концепция P^* -модели.

Результаты эмпирической оценки P*-модели

Метод оценивания ³	LS		EGLS		LS		EGLS		LS		EGLS		EGLS, period-SUR-модель ⁴	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	Объёмная модель (без эффектов)		
	Объёмная модель (без эффектов)	Эффекты по странам (пространственные эффекты) ⁶				Эффекты по годам (временные эффекты)				Объёмная модель (без эффектов)				
Экзогенные переменные ⁵	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	FE
	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
$E(\Delta CPI_{it})$	0,745 (0,000)	0,721 (0,000)	0,745 (0,000)	0,722 (0,000)	0,730 (0,000)	0,703 (0,000)	0,710 (0,000)	0,721 (0,000)	0,730 (0,000)	0,722 (0,000)	0,744 (0,000)	0,730 (0,000)	0,722 (0,000)	0,744 (0,000)
$b_{LM_{it-1}}^{gap}$	0,018 (0,154)	0,017 (0,201)	0,018 (0,161)	0,018 (0,222)	0,017 (0,197)	0,016 (0,295)	0,016 (0,260)	0,018 (0,230)	0,017 (0,204)	0,018 (0,204)	0,017 (0,000)	0,017 (0,204)	0,018 (0,000)	0,017 (0,000)
$\Delta \ln(pmr_{it})$	0,027 (0,576)	0,012 (0,823)	0,027 (0,582)	0,007 (0,901)	0,017 (0,730)	-0,002 (0,980)	0,009 (0,873)	0,007 (0,902)	0,017 (0,731)	0,007 (0,731)	0,026 (0,000)	0,017 (0,731)	0,007 (0,000)	0,026 (0,000)
$\Delta \ln(\pi_{it}^{USD})$	0,054 (0,001)	0,054 (0,001)	0,054 (0,001)	0,105 (0,000)	0,088 (0,000)	0,107 (0,000)	0,088 (0,000)	0,105 (0,000)	0,087 (0,000)	0,105 (0,000)	0,055 (0,000)	0,087 (0,000)	0,105 (0,000)	0,055 (0,000)
c	0,680 (0,001)	0,752 (0,001)	0,680 (0,001)	0,743 (0,000)	0,730 (0,008)	0,809 (0,000)	0,803 (0,000)	0,743 (0,000)	0,730 (0,008)	0,744 (0,000)	0,680 (0,000)	0,730 (0,008)	0,744 (0,000)	0,680 (0,000)
Статистические характеристики моделей														
R ²	0,932	0,934	0,932	0,951	0,944	0,953	0,946	0,951	0,944	0,999	0,998	0,944	0,999	0,998
DW	2,161	2,173	2,161	1,981	2,204	2,011	2,065	1,981	2,041	2,009	1,998	2,041	2,009	1,998
p-значение JB-статистики	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,282	0,000	0,000	0,282
F-тест ⁸														
Для объектов	-	0,950	-	-	-	0,945	0,937	-	-	-	-	-	-	-
Для времени	-	-	-	0,000	-	0,000	-	0,000	-	0,000	-	-	0,000	-
Для объектов и времени	-	-	-	-	-	0,000	-	-	-	-	-	-	-	-
LM-тест ⁹														
Для объектов	0,067	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Для времени	0,000	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Для объектов и времени	0,000	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Таблица 3

³ LS – метод наименьших квадратов. EGLS – обобщенный метод наименьших квадратов. Расчеты осуществлялись с использованием Eviews, 9.

⁴ Учитывается корреляция остатков во времени для определенных объектов. В данном случае отсутствует возможность учета случайных эффектов, а также фиксированных эффектов по объектам.

⁵ c – константа.

⁶ FE – фиксированные эффекты, RE – случайные эффекты.

⁷ R² – коэффициент детерминации; DW – статистика Дарбина – Уотсона, отражающая наличие или отсутствие в остатках модели автокорреляции первого порядка; JB-статистика – статистика Жака – Бера используется при тестировании наличия нормального распределения случайных величин. F-тест проводится в целях выявления в модели незначимых фиксированных эффектов. Реализуется для моделей, в которых фиксированные эффекты уже учтены. Нулевая гипотеза данного теста предполагает, что учтенные фиксированные эффекты – излишни. LM-тест проверяет, пропущены ли в модели статистически значимые случайные эффекты. Реализуется только для объединенной модели, не учитывающей эффекты. В соответствии с нулевой гипотезой в модели отсутствуют неучтенные эффекты. Hausman-тест направлен на сопоставление случайных и фиксированных эффектов модели. Реализуется для моделей со случайными эффектами. В соответствии с нулевой гипотезой модель не может быть улучшена путем замены случайных эффектов фиксированными.

⁸ При тестировании эффектов модели в таблице 3 представлены p-значения статистик соответствующих тестов.

⁹ Реализовывались также Honda-LM-тест, King-Wu-LM-тест, Standardized-Honda-LM-тест, Standardized-King-Wu-тест, GHM-LM-тест. Итоговый результат проведенных тестов аналогичен представленному Breusch-Pagan-LM-тесту.

Продолжение таблицы 3

Результаты эмпирической оценки R^2 -модели

	Hausman-тест					
для объектов	-	0,490	-	-	0,668	0,573
для времени	-	-	-	0,015	-	-
для объектов и времени	-	-	-	-	0,020	0,052

Примечание. Собственная разработка автора.

Модель основана на панели, учитывающей 16 стран. В регрессии рассматривается влияние изменений в фактическом уровне регулирования рынков на инфляцию.

фактическому уровню регулирования, так и фиктивной переменной, отражающей уровень регулирования, превышающий среднее значение, – положителен.

Оценка модели на панельных данных, аналитическая спецификация которой соответствует уравнению (1), производилась для всех комбинаций эффектов.

На первом шаге анализа рассматривались результаты оцени-

вания моделей на выборке, учитывающей 16 стран (таблица 3). Расчеты производилось на основе метода наименьших квадратов, а также обобщенного метода наименьших квадратов (модели (1)–(9), таблица 3). В целях определения верной спецификации модели, а именно перечня эффектов, которые должны быть учтены, первоначально проводился F -тест. Согласно результатам данного теста, реализованного на базе моделей (2), (4), (6), можно было сделать вывод, что учтенные фиксированные эффекты для временных наблюдений не были излишними. При этом в соответствии с результатами LM -теста была отклонена нулевая гипотеза о том, что в модели не должны быть учтены случайные эффекты. Отмеченный факт свидетельствовал о необходимости включения случайных эффектов в спецификацию. В целях определения, какие из эффектов должны входить в модель, проводился *Hausman*-тест. Рассмотрение результатов проведенного теста показало, что замена учтенных случайных эффектов по времени фиксированными приводит к повышению качества модели.

Таким образом, при оценивании модели со спецификацией (1) на отобранных панельных данных необходимо было учитывать фиксированные эффекты по времени (модель (4)). Однако при оценке качества модели (4) можно видеть, что в ней отсутствует нормальное распределение остатков (p -значение JB -статистики значительно ниже критического уровня и стремится к нулю). Отмеченный факт обусловил необходимость переоценки модели на основе обобщенного метода наименьших квадратов с применением весов (*period-SUR*-модель). При оценивании модели данным методом появляется возможность учесть корреляцию остатков во времени для определенных объектов. Следует отметить, что при оценивании модели на панельных данных описываемым методом отсутствует возможность учета случайных эффектов, а также фиксированных эффектов по объектам. Следовательно, оценка модели с аналитической спецификацией (1) на панельных данных при использовании обобщенного

метода наименьших квадратов с применением весов позволила получить две итоговые модели ((10), (11) таблица 3).

По результатам рассмотрения полученных моделей и проведения F -теста в целях выявления статистически незначимых фиксированных эффектов был сделан вывод, что наилучшей является модель (10) (таблица 3). Статистические характеристики данной модели были улучшены в сопоставлении с ранее оцениваемыми. В рассматриваемой регрессии остатки модели характеризовались нормальным распределением (p -значение JB -статистики значительно превышало критический уровень).

С экономической точки зрения результаты, полученные на основе модели (10), можно описать следующим образом. Статистически значимое влияние на инфляцию оказывают такие учтенные в модели факторы, как инерционные инфляционные ожидания, обменный курс национальной валюты к доллару США, разрыв цен, оцененный через отклонение фактической динамики широкой денежной массы от ее долгосрочного тренда, а также регулирование товарных рынков (p -значения t -статистик, приведенные в круглых скобках, соответствующих коэффициентов при переменных модели (10) значительно ниже уровня значимости).

Направление влияния перечисленных показателей соответствует теоретическим предположениям. Значение α -коэффициента составляет положительную величину, однако абсолютное значение коэффициента чрезмерно мало. Последний факт свидетельствует о том, что согласно оцененной модели (10), возвращение инфляции на равновесную траекторию в рассматриваемых странах после реализации макроэкономических шоков происходит в течение длительного периода времени.

Также положительное и значимое со статистической точки зрения влияние на инфляцию оказывает изменение в регулировании товарных рынков. Однако величина данного влияния очень мала. Так, повышение степени регулирования товарных рынков на один процент может привести

Таблица 4

Результаты эмпирической оценки R^2 -модели с фиктивной переменной

Метод оценивания	Эффекты по странам (пространственные эффекты)											EGLS, period-SUR-модель												
	1		2		3		4		5		6		7		8		9		10		11			
	LS		EGLS		LS		EGLS		LS		EGLS		LS		EGLS		LS		EGLS		FE			
Экзогенные переменные	Объединенная модель (без эффектов)		FE		RE		FE		RE		FE		RE		FE		RE		FE		RE		Объединенная модель (без эффектов)	
	Эффекты по годам (временные эффекты)																							
	FE		RE		FE		RE		FE		RE		FE		RE		FE		RE		FE		RE	
$E(\Delta \text{scri}_{it} \Theta_{t-1})$	0,745 (0,000)	0,721 (0,000)	0,745 (0,000)	0,722 (0,000)	0,728 (0,000)	0,722 (0,000)	0,728 (0,000)	0,722 (0,000)	0,703 (0,000)	0,708 (0,000)	0,728 (0,000)	0,722 (0,000)	0,708 (0,000)	0,722 (0,000)	0,728 (0,000)	0,722 (0,000)	0,708 (0,000)	0,722 (0,000)	0,728 (0,000)	0,722 (0,000)	0,728 (0,000)	0,744 (0,000)		
$b_{m_{it-1}}^{\text{вер}}$	0,018 (0,144)	0,017 (0,193)	0,018 (0,150)	0,017 (0,224)	0,017 (0,211)	0,017 (0,211)	0,016 (0,289)	0,015 (0,891)	0,016 (0,289)	0,015 (0,891)	0,015 (0,891)	0,018 (0,232)	0,017 (0,891)	0,018 (0,232)	0,017 (0,215)	0,018 (0,232)	0,017 (0,215)	0,018 (0,232)	0,017 (0,215)	0,018 (0,232)	0,018 (0,232)	0,018 (0,232)		
$\text{pm}_{it}^{\text{dum}}$	-0,001 (0,997)	-0,005 (0,991)	-0,001 (0,997)	0,003 (0,991)	0,003 (0,989)	0,003 (0,991)	0,083 (0,835)	0,068 (0,865)	0,083 (0,835)	0,068 (0,865)	0,068 (0,865)	0,003 (0,991)	0,003 (0,991)	0,003 (0,991)	0,003 (0,989)	0,003 (0,991)	0,003 (0,989)	0,003 (0,989)	0,003 (0,989)	0,003 (0,989)	0,011 (0,728)			
$\Delta \ln(n_{\text{ex}_{it}}^{\text{usd}})$	0,053 (0,001)	0,054 (0,001)	0,053 (0,001)	0,106 (0,000)	0,092 (0,000)	0,092 (0,000)	0,107 (0,000)	0,092 (0,000)	0,107 (0,000)	0,092 (0,000)	0,092 (0,000)	0,106 (0,000)	0,092 (0,000)	0,106 (0,000)	0,092 (0,000)	0,106 (0,000)	0,092 (0,000)	0,106 (0,000)	0,092 (0,000)	0,105 (0,000)	0,054 (0,000)			
c	0,613 (0,001)	0,724 (0,004)	0,613 (0,001)	0,727 (0,000)	0,696 (0,017)	0,727 (0,000)	0,779 (0,001)	0,760 (0,001)	0,779 (0,001)	0,760 (0,001)	0,760 (0,001)	0,727 (0,000)	0,760 (0,001)	0,727 (0,000)	0,695 (0,016)	0,727 (0,000)	0,695 (0,016)	0,727 (0,000)	0,695 (0,016)	0,722 (0,000)	0,612 (0,000)			
Статистические характеристики моделей																								
R^2	0,932	0,934	0,932	0,951	0,945	0,953	0,947	0,951	0,945	0,953	0,945	0,947	0,951	0,945	0,945	0,951	0,945	0,945	0,945	0,999	0,998			
DW	2,157	2,172	2,157	1,982	2,026	2,010	2,053	1,981	2,026	2,010	2,053	1,981	2,053	1,981	2,053	1,981	2,053	1,981	2,053	2,003	1,998			
p-значение JB-статистики	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,714	0,645			
F-тест																								
Для объектов	-	0,941	-	-	-	0,943	0,931	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-			
Для времени	-	-	-	0,000	-	0,000	-	0,000	-	0,000	-	0,000	-	0,000	-	0,000	-	0,000	-	0,000	-			
Для объектов и времени	-	-	-	-	-	0,000	-	0,000	-	0,000	-	0,000	-	0,000	-	0,000	-	0,000	-	-	-			
LM-тест																								
Для объектов	0,075	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-			
Для времени	0,000	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-			
Для объектов и времени	0,000	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-			

Продолжение таблицы 4

Результаты эмпирической оценки R^2 -модели с фиктивной переменной

		Hausman-тест					
Для объектов	-	0,392	-	-	0,557	0,544	-
Для времени	-	-	-	0,142	-	0,187	-
Для объектов и времени	-	-	-	-	-	0,122	-

Примечание. Собственная разработка автора.

Модель основана на панели, учитывающей 16 стран. В регрессии рассматривается влияние уровня регулирования рынков на инфляцию, превышающего определенное среднее значение. Данное влияние учтено через замену фактического значения регулирования на фиктивную переменную (описание переменной приведено в тексте).

лишь к 0,007 процента роста цен за год в странах – членах ОЭСР.

Объяснением малой величины коэффициента при уровне регулирования товарных рынков, а также коэффициента при разрыве цен, может служить несколько фактов. Первый из них, это то, что основную часть выборки составляют развитые страны, являющиеся членами ОЭСР. Регулирование в таких странах находится на достаточно низком уровне за исключением определенных периодов. Установленный факт подтверждает результаты графического анализа, а именно, что регулирование товарных рынков, приближающееся к минимальному уровню, практически не влияет на инфляционные процессы. Вторым фактором, объясняющим малую значимость фактического уровня регулирования товарных рынков на инфляцию в отобранных странах, может являться природа инфляционных процессов. Так, динамику инфляции прежде всего формируют такие показатели, как уровень процентных ставок, являющихся основным инструментом монетарной политики, обменный курс национальной валюты. Значимость влияния регулирования рынков на инфляцию при сопоставлении с отмеченными факторами статистически приравнивается к нулю. Слабое влияние разрыва цен, оцененного через отклонение фактической динамики денежной массы от долгосрочного тренда, на инфляцию может объясняться тем, что во многих странах выборки правилом монетарной политики является инфляционное таргетирование.

Значительное по величине влияние на инфляцию оказывают инерционные инфляционные ожидания. Так, рост уровня цен на один процент за прошлый период может привести к росту цен в текущем периоде на 0,72% при прочих равных.

Повышающее влияние на инфляцию также можно наблюдать со стороны обесценения обменного курса национальной валюты к доллару США. Так, согласно модели (10) (таблица 3), при девальвации национальной валюты на один процент уровень цен увеличивается на 0,11%.

Следует отметить, что для отобранной выборки стран была ве-

дена фиктивная переменная, принимающая значение 1 для стран в определенные периоды, когда уровень регулирования превышал рассчитанное среднее значение. Данной фиктивной переменной была заменена переменная, отражающая фактический уровень регулирования. В результате были оценены модели (1)–(11) (таблица 4).

Тестирование моделей (1)–(11) (таблица 4) производилось в соответствии с вышеописанной схемой. Наилучшей со статистической точки зрения была признана модель (10) (таблица 4).

По результатам анализа полученных коэффициентов было выявлено статистически значимое влияние со стороны введенной фиктивной переменной, отражающей уровень регулирования товарных рынков выше рассчитанного среднего значения. Так, превышение уровня регулирования товарных рынков определенного среднего значения в странах – членах ОЭСР приводит к росту уровня цен в данных странах на 0,01% за год. Полученный результат согласуется с теоретическими предположениями: регулирование товарных рынков, превышающее определенный уровень, ведет к росту издержек в экономике и оказывает повышающее воздействие на инфляцию вне зависимости от группы стран.

В целях учета Республики Беларусь в проводимом анализе в выборку стран (таблица 1), на основе которой осуществлялись оценки моделей, были включены статистические данные по отечественной экономике, при этом предполагалось, что уровень регулирования в Беларуси превышал определенное среднее значение в каждом из рассматриваемых временных периодов. В таблице 5 отражены результаты построения модели на выборке, учитывающей 17 стран.

Схема тестирования статистического качества модели соответствует вышеописанной. Первоначально рассматривались модели, оцененные без учета весов. Реализация тестов, направленных на определение эффектов, которые должны быть учтены в моделях, показала, что наилучшей является регрессия, включающая фик-

Таблица 5

Результаты эмпирической оценки P*-модели с фиктивной переменной на расширенной выборке стран

Метод оценивания	Эффекты по странам (пространственные эффекты)											EGLS, period-SUR-модель												
	1		2		3		4		5		6		7		8		9		10		11			
	LS	EGLS	LS	EGLS	LS	EGLS	LS	EGLS	LS	EGLS	LS		EGLS	LS	EGLS	LS	EGLS	LS	EGLS	LS	EGLS	LS	EGLS	
Экзогенные переменные	Эффекты по годам (временные эффекты)																							
	Объединенная модель (без эффектов)		FE		RE		FE		RE		FE		RE		FE		RE		FE		RE		FE	
	Объединенная модель (без эффектов)		FE		RE		FE		RE		FE		RE		FE		RE		FE		RE		FE	
$E(\Delta \text{ср}_{it} O_{t-1})$	0,545 (0,000)	0,513 (0,000)	0,545 (0,000)	0,490 (0,000)	0,540 (0,000)	0,469 (0,000)	0,508 (0,000)	0,490 (0,000)	0,508 (0,000)	0,490 (0,000)	0,508 (0,000)	0,490 (0,000)	0,508 (0,000)	0,490 (0,000)	0,508 (0,000)	0,490 (0,000)	0,508 (0,000)	0,490 (0,000)	0,508 (0,000)	0,490 (0,000)	0,508 (0,000)	0,498 (0,000)	0,541 (0,000)	
$b_{it}^{\text{всп}}$	0,137 (0,007)	0,129 (0,010)	0,137 (0,005)	0,142 (0,020)	0,137 (0,008)	0,125 (0,037)	0,127 (0,012)	0,142 (0,017)	0,127 (0,012)	0,142 (0,017)	0,125 (0,037)	0,127 (0,012)	0,142 (0,017)	0,127 (0,012)	0,142 (0,017)	0,125 (0,037)	0,127 (0,012)	0,142 (0,017)	0,127 (0,012)	0,142 (0,017)	0,125 (0,037)	0,134 (0,000)	0,133 (0,000)	
$\text{pm}_{it}^{\text{dum}}$	0,956 (0,155)	-0,244 (0,813)	0,956 (0,143)	0,941 (0,163)	0,960 (0,149)	-0,092 (0,929)	-0,211 (0,836)	0,941 (0,150)	-0,092 (0,929)	-0,211 (0,836)	0,941 (0,150)	-0,092 (0,929)	-0,211 (0,836)	0,941 (0,150)	-0,092 (0,929)	-0,211 (0,836)	0,941 (0,150)	-0,092 (0,929)	-0,211 (0,836)	0,941 (0,150)	0,962 (0,151)	0,891 (0,000)	0,862 (0,000)	
$\Delta \ln(n_{it}^{\text{всп}})$	0,010 (0,781)	-0,006 (0,869)	0,010 (0,774)	0,092 (0,055)	0,017 (0,644)	0,055 (0,251)	0,001 (0,973)	0,092 (0,048)	0,017 (0,644)	0,055 (0,251)	0,001 (0,973)	0,092 (0,048)	0,017 (0,644)	0,055 (0,251)	0,001 (0,973)	0,092 (0,048)	0,017 (0,644)	0,055 (0,251)	0,001 (0,973)	0,092 (0,048)	0,017 (0,644)	0,079 (0,000)	0,015 (0,000)	
c	1,142 (0,025)	2,080 (0,002)	1,142 (0,021)	1,387 (0,008)	1,161 (0,026)	2,198 (0,001)	2,090 (0,002)	1,387 (0,006)	1,161 (0,026)	2,198 (0,001)	2,090 (0,002)	1,387 (0,006)	1,169 (0,029)	1,383 (0,000)	1,169 (0,029)	1,383 (0,000)	1,169 (0,029)	1,383 (0,000)	1,169 (0,029)	1,383 (0,000)	1,169 (0,029)	1,383 (0,000)	1,204 (0,000)	
R^2	0,873	0,889	0,873	0,883	0,873	0,898	0,889	0,883	0,873	0,898	0,889	0,883	0,873	0,883	0,873	0,898	0,889	0,883	0,873	0,898	0,889	0,883	0,998	
DW	1,639	1,834	1,639	1,678	1,641	1,872	1,839	1,678	1,641	1,872	1,839	1,678	1,642	1,678	1,642	1,872	1,839	1,678	1,642	1,872	1,839	1,642	1,644	
p-значение JB-статистики	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
для объектов	-	0,021	-	-	-	0,025	0,019	-	-	-	0,025	0,019	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
для времени	-	-	-	0,149	-	0,158	-	-	-	-	0,158	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,000	-
для объектов и времени	-	-	-	-	-	0,017	-	-	-	-	0,017	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
F-тест																								
для объектов	-	0,021	-	-	-	0,025	0,019	-	-	-	0,025	0,019	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
для времени	-	-	-	0,149	-	0,158	-	-	-	-	0,158	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,000	-
для объектов и времени	-	-	-	-	-	0,017	-	-	-	-	0,017	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
LM-тест																								
для объектов	0,441	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
для времени	0,796	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
для объектов и времени	0,416	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Продолжение таблицы 5
Результаты эмпирической оценки R^2 -модели с фиктивной переменной на расширенной выборке стран

	Hausman-тест					
для объектов	-	0,000	-	-	0,000	-
для времени	-	-	0,201	-	-	-
для объектов и времени	-	-	-	-	-	-

Примечание. Собственная разработка автора.

Модель основана на панели, учитывающей 17 стран (включены статистические данные по Республике Беларусь). В регрессии рассматривается влияние уровня регулирования рынков на инфляцию, превышающего определенное среднее значение. Данное влияние учтено через замену фактического значения регулирования на фиктивную переменную (описание переменной приведено в тексте).

сированные эффекты по объектам (модель (2), *таблица 5*). Однако дальнейшее рассмотрение модели выявило в уравнении отсутствие нормального распределения остатков. Отмеченный факт явился причиной, как и в двух вышеописанных случаях, перехода к оцениванию модели на основе обобщенного метода наименьших квадратов с учетом весов.

Реализация F -теста на основе моделей, оцененных GLS -методом с учетом весов, показала, что в итоговой спецификации модели должны быть учтены фиксированные эффекты.

Дальнейшее рассмотрение наилучшей со статистической точки зрения модели (10) (*таблица 5*) позволило сделать вывод о решении проблемы отсутствия нормального распределения остатков (остатки модели имеют нормальное распределение при однопроцентном уровне значимости).

Интерпретация полученных результатов с экономической точки зрения дала следующие результаты. По итогу расчетов модели (10) (*таблица 5*) на выборке, учитывающей 17 стран, значительно возрос коэффициент при фиктивной переменной, отражающей уровень регулирования товарных рынков, превышающий среднее значение. Так, в соответствии с моделью (10) (*таблица 5*) регулирование товарных рынков, отклоняющееся от оптимального уровня, может обусловить инфляцию в 0,9% за год. Также значительно возросло значение коэффициента, отражающего обратную величину скорости возврата уровня цен на равновесную траекторию, которое стало аналогичным установленному в исследовании [3]. Приведенные утверждения подчеркивают специфические особенности функционирования белорусской экономики, которые должны быть учтены при реализации как монетарной, так и фискальной политики.

* * *

В целях получения ответов на вопросы, является ли статистически значимым влияние регулирования рынков на инфляцию в экономике страны; отличается ли значительность данного влияния по странам; соответствует ли установленная величина влияния

полученной в ранее проводимых исследованиях, первоначально был проведен графический анализ. Он отразил взаимосвязь инфляции и показателя, характеризующего уровень регулирования товарных рынков, рассчитанного по методологии ОЭСР, по странам. Проведенный анализ позволил сформулировать предварительные выводы:

- существует положительная связь между инфляцией и регулированием товарных рынков;
- анализируемая взаимосвязь ослабевает для стран – членов ОЭСР. Для стран, не входящих в организацию, напротив, значимость положительной взаимосвязи (при росте степени регулирования уровень инфляции увеличивается) возрастает;
- для стран, где уровень регулирования ниже определенного среднего (медианного) значения, направление описываемой взаимосвязи меняется на противоположное. Однако установленная отрицательная взаимосвязь инфляции и регулирования товарных рынков для последней группы стран статистически незначима. Для групп стран, характеризующихся регулированием товарных рынков, выше среднего (медианного) значения, взаимосвязь положительна и статистически значима.

Более детальное рассмотрение поставленных вопросов основывалось на эконометрическом анализе. Результаты оценки регрессий на панельных данных были близки к предварительным выводам:

- степень влияния со стороны фактического уровня регулирования товарных рынков на уровень цен в странах – членах ОЭСР мала и стремится к нулю;
- в странах – членах ОЭСР, где уровень регулирования товарных рынков выше определенного среднего (медианного) значения, само регулирование может обуславливать рост уровня цен на 0,01% за год;
- включение в выборку стран статистических данных по Республике Беларусь позволяет говорить о значительном повышающем влиянии

нерыночного регулирования товарных рынков на уровень цен. Так, увеличение степени регулирования в данном случае может обуславливать прирост цен на 0,9% за год.

Таким образом, представленная работа подтверждает результаты ранее проведенных исследований, что чрезмерное вмешательство государства в рыночные процессы оказывает негативное воздействие на реальный сектор экономики, в том числе через увеличение издержек. Так, нерыночное регулирование товарных

рынков Республики Беларусь обуславливает прирост цен на 0,9% за год. Однако изменения в уровне регулирования товарных рынков оказывают не столь значимое влияние на ИПЦ, как монетарные показатели: обменный курс национальной валюты, динамика широкой денежной массы и др. Следовательно, монетарные власти, определяющие цель по инфляции, прежде всего должны учитывать и контролировать денежно-кредитные показатели, именно они формируют основную тенденцию и динамику

развития инфляционных процессов. Регулирование товарных рынков должно рассматриваться как дополнительный, не основной фактор, воздействующий на ИПЦ. При этом следует отметить, что плавная либерализация рынков Республики Беларусь будет содействовать оздоровлению экономики страны, снижению издержек и достижению цели по инфляции.

* * *

Материал поступил 04.10.2016.

Источники:

1. Безбородова, А. Влияние регулирования рынков на уровень цен в экономике: межстрановой анализ / А. Безбородова // Банкаўскі веснік. – 2016. – № 12 (641). – С. 19–24.
2. Безбородова, А. Р*-модель для инфляции Беларуси: альтернативные подходы / А. Безбородова // Банкаўскі веснік. – 2015. – № 12 (629). – С. 30–39.
3. Пелипась, И. Деньги как опережающий индикатор инфляции в Беларуси и их роль в монетарной политике / И. Пелипась, Р. Кирхнер // Исследовательский центр ИПМ, Аналитические записки. – 2015. – № 5. – 28 с.
4. Цукарев, Т. Анализ и оценка инфляционных процессов с использованием Р*-моделей / Т. Цукарев // Банкаўскі веснік. – 2014. – № 9 (614). – С. 30–35.