

Применение методов векторной авторегрессии в исследовании влияния малого розничного предпринимательства на динамику торговли

Инна Сергеевна Лола,

Сергей Викторович Глуздовский

Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», г. Москва, Россия

В данной работе на примере исследования влияния малого розничного предпринимательства на динамику торговли реализованы авторские идеи о применении методов векторной авторегрессии в экономическом анализе. Авторами произведен отбор компонентов, отражающих сложившиеся отраслевые тенденции развития малого розничного предпринимательства. Они обладают высокой информативностью при измерении интенсивности экономического развития. Авторы исследуют влияние композитных индикаторов на динамику одного из сводных показателей экономического развития - индекс физического объема (ИФО) оборота розничной торговли.

Количественно измерена реакция макроагрегата на искусственные шоки, смоделированные в виде динамического ряда неколичественных композитных индикаторов (КИ), характеризующих деловую конъюнктуру в малом торговом бизнесе. Для проведения такого анализа была задействована основанная на современных VAR (Vector Autoregression) подходах функция импульсного отклика, построенная по модели VECM (Vector Error Correction Model).

Установлена отрицательная взаимосвязь между индексом физического объема розничной торговли и бизнес-потенциалом розничной торговли в краткосрочном периоде. Определены положительные взаимосвязи между референтом ИФО розничной торговли и индикатором конъюнктуры розничной торговли, а также между ИФО розничной торговли и индикатором конкурентной позиции малого розничного бизнеса.

Основные задачи работы заключались в отборе значимых для включения в модель компонентов; проведении предварительного анализа временных рядов модели на стационарность и их проверку на наличие коинтегрированности; построении модели VECM с функцией импульсного отклика, показывающей распространение во времени шоков в динамике композитных индикаторов и реакцию индекса физического объема товарооборота, с такими сопутствующими построению векторной авторегрессии промежуточными этапами, как определение порядка ее лага проведение теста Грэнджера и декомпозиция волатильности.

Ключевые слова: малые розничные организации, деловая конъюнктура, модель векторной авторегрессии, стационарность, коинтеграция, модель векторной коррекции ошибок, функция импульсного отклика.

JEL: C01, C32, C33, C51, C52, L26, L81, M21.

Для цитирования: Лола И.С., Глуздовский С.В. Применение методов векторной авторегрессии в исследовании влияния малого розничного предпринимательства на динамику торговли. Вопросы статистики. 2018;25(11):3-12.

Using Vector Autoregression Methods to Study the Influence of Small Retail Business on Trade Dynamics

Inna S. Lola

Sergey V. Gluzdovskij

National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russia

In this article, the authors implemented own ideas regarding applying methods of vector regression to the economic analysis using the example of the research of the influence of small retail business on trade dynamics. They've selected the components that reflect sectoral development tendencies of the small retail business and have high information capacity in measuring the intensity of economic development. The authors study the influence of composite indicators on the dynamics of an economic development aggregate - volume index of retail trade turnover.

The response of the retail trade volume index to some hypothetical parameters (artificial shocks) of time series of non-quantitative composite indicators illustrating business tendencies in small retail business was simulated. To perform such an analysis the authors used the impulse response function (IRF) for Vector Error Correction Model (VECM) based on modern vector autoregression (VAR) approaches.

The negative interrelation was established between the volume index of retail trade turnover and business potential of retail trade in the short term. Positive interrelations were established between the reviewer of volume index of retail trade turnover and economic situation of retail trade, as well as between volume index of retail trade turnover and competitive position of the small retail business.

The main objective was to select appropriate components for the model by means of preliminary analysis of time series with respect to the stationary process and by checking for co-integration. Vector Error Correction Model was constructed using impulse response function that estimates the spread of shocks over time for composite indicators and the reaction of volume index of retail trade turnover with such intermediate stages as determining the lag order, conducting the Granger test and decomposing volatility.

Keywords: small retail organizations, business tendencies, model of vector autoregression, stationarity, co-integration, vector error correction model, impulse response function.

JEL: C01, C32, C33, C51, C52, L26, L81, M21.

For citation: Lola I.S., Gluzdovskij S.V. Using Vector Autoregression Methods to Study the Influence of Small Retail Business on Trade Dynamics. *Voprosy statistiki*. 2018;25(11):3-12. (In Russ.)

Введение

В текущей модели развития России малое предпринимательство (МП) выступает в качестве важного драйвера экономического роста, что обуславливает необходимость расширения существующих статистических методов и инструментов не только для полномасштабного измерения различных параметров деловой активности таких организаций, но и с целью выявления их влияния на общую динамику функционирования экономики. Турбулентность экономико-политических событий подчеркивает необходимость изучения воздействия самых разнообразных факторов, определяющих состояние экономики на макро-, мезо- и микроуровне.

Систематизация зарубежного информационного контента, содержащего разнообразные методики и техники статистического наблюдения за МП, подчеркивает возрастающую актуальность исследований, способных измерять эффективность и отдачу сегмента с точки зрения изменения его доли в национальных ВВП и оказываемого влияния на сопряженные статистические макроагрегаты.

Совокупность стратегических ориентиров, обозначенных в ключевых Программах развития российской экономики, акцентирует внимание на малом бизнесе как важном факторе укрепления конкурентоспособности и улучшения делового климата. В частности, растущая роль торговой сферы для стабилизации экономического роста вызывает потребность в глубоком изучении сложившихся экономических тенденций как одного из ключевых параметров, образующих значительную долю в ВВП и налоговых поступле-

ниях, стимулирующих динамику промышленного производства, транспортной отрасли и примыкающих к ним сервисных сегментов. Причем именно малые торговые организации, как главный канал сбыта для более мелких производителей, выступают самыми доступными площадками для начинающих предпринимателей, обеспечивая рост занятости.

Таким образом, выбор объекта исследования и переменных модели обуславливался следующими причинами.

Прежде всего, малый торговый бизнес - один из наиболее волатильных сегментов экономики, организации которого занимают значительную долю от малого предпринимательства в целом (до 40% ВВП, созданного в МП, приходится на оптовую и розничную торговлю).

Также необходимо отметить, что потенциал потребительского спроса, выражающийся в объеме затрат домашних хозяйств на реализуемые товары, в частности в рознице, превышает 60% реальных располагаемых доходов населения. На фоне стагнации с конца 2014 г. данного показателя фокус экономической политики все больше смещается на поиск драйверов экономического роста, способных обеспечить наращивание потребительского спроса, а также расширить отраслевую специализацию, занятость в которой формирует домашним хозяйствам доходы.

Во-вторых, агрегированные оценки состояния делового климата малых торговых организаций достаточно точно передают настроения потребительского сегмента и являются чувствительными индикаторами состояния деловой активности российской экономики в целом.

В настоящей работе оценка воздействия малого розничного предпринимательства на динамику ключевого индикатора торговой деятельности - индекса физического объема (ИФО) товарооборота будет проведена с помощью применения высокоэффективных современных подходов на основе методов векторной авторегрессии (vector autoregression model - VAR) [1-4]. Векторные авторегрессии позволяют на базе реальных данных смоделировать шоки, которые можно рассматривать как основные причины макроэкономических колебаний (например, неожиданный экзогенный шок монетарной политики или неожиданное экзогенное изменение производительности) и оценить их влияние на экономику [5]. В целом, специфика такого подхода заключается в том, что в отличие от традиционного эконометрического моделирования в данном случае можно получить весомые эмпирические свидетельства относительно реакции макроэкономических показателей на шоки экономической конъюнктуры для последующей корректировки модели экономического развития [6-12].

Таким образом, основные задачи работы:

- отобрать значимые для включения в модель компоненты, обладающие высокой информативностью для измерения интенсивности проявления сложившихся деловых тенденций и масштаба распространенности того или иного отраслевого события в малом розничном бизнесе;
- провести предварительный анализ временных рядов модели на стационарность;
- проверить рассматриваемые временные ряды на наличие долгосрочной зависимости (коинтегрированность);
- в случае наличия коинтеграции перейти к модели ВЕСМ и в рамках построения определить порядок лага модели; проверить модель на стационарность; исследовать ряды на причинно-следственную связь; рассмотреть декомпозицию волатильности переменных;
- построить функции импульсного отклика, показывающие распространение во времени шоков в динамике композитных индикаторов (КИ) и реакцию ИФО товарооборота.

Эмпирическая база исследования

Компонентами для включения в модель были выбраны следующие композитные индикаторы делового климата, построенные на результатах ежеквартальных конъюнктурных обследований малых розничных организаций России, которые проводятся Федеральной службой государственной статистики в период с 2000 по 2017 г.: Индикатор конъюнктуры розничной торговли (ИКрт); Индикатор бизнес-потенциала розничной торговли (ИБПрт); Индикатор конкурентной позиции малого розничного бизнеса (ИКПрт) [13].

Выборочная совокупность квартальных обследований представлена более 4 тыс. экономических агентов из 85 регионов Российской Федерации.

Тестирование данных индикаторов показало наличие устойчивой статистически значимой связи с динамикой референтного статистического макроагрегата - индекса физического объема оборота розничной торговли, который составил эмпирическую базу исследования и был выбран для процедуры детализации взаимосвязи. Использовался справочный количественный временной ряд за период с I квартала 2000 г. по IV квартал 2017 г.¹.

Проведенный кросс-корреляционный анализ динамики КИ с макроагрегатом установил статистическую связь между данными показателями:

ИКрт - синхронная корреляция (0,83) и опережающая на один квартал при высоком значении коэффициента кросс-корреляции (0,79);

ИБПрт - синхронная корреляция (0,77) и опережение на один квартал при значении коэффициента кросс-корреляции (0,69);

ИКПрт - наиболее высокое значение коэффициента (0,73) зафиксировано при лаге -1, значение синхронной корреляции между данными показателями составило 0,68.

Таким образом, эмпирически установлено, что совместная декомпозиция ИФО оборота розничной торговли имеет адекватные циклические профили с агрегированными композитными индикаторами, характеризующими динамику малого розничного бизнеса.

¹ http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/enterprise/retail/.

Таблица 1

Описание переменных модели

Тип переменной	Условное обозначение	Описание	
Композитный индикатор (КИ)	KI_1	Основу расчетов КИ составили результаты ежеквартальных конъюнктурных обследований малых розничных организаций России, проводимых Федеральной службой государственной статистики в период с 2000 по 2017 г. Выборочная совокупность составила более 3 тыс. экономических агентов более чем из 80 регионов Российской Федерации.	Индикатор конъюнктуры розничной торговли (ИКРт) <i>Переменные КИ:</i> <i>Текущие значения:</i> оборот розничной торговли; объем продаж; заказы на поставку товаров; численность занятых; объем складских запасов; конкурентоспособность; экономическая ситуация.
Композитный индикатор (КИ)	KI_2	Процедура построения КИ для розничной торговли заключалась в агрегировании с помощью метода главных компонент (МГК) отобранных переменных, входящих в программу мониторинга	Индикатор бизнес-потенциала розничной торговли (ИБПрт) <i>Переменные КИ:</i> <i>Текущие значения:</i> ассортимент; инвестиции; обеспеченность собственными финансовыми ресурсами <i>Ожидаемые значения:</i> заказы на поставку товаров; конкурентоспособность; ассортимент
Композитный индикатор (КИ)	KI_3		Индикатор конкурентной позиции малого розничного бизнеса (ИКПрт) <i>Переменные КИ:</i> <i>Текущие значения:</i> конкурентоспособность; <i>Ожидаемые значения:</i> конкурентоспособность
Количественный показатель - референт	REF	Индекс физического объема (ИФО) оборота розничной торговли	

Источник: разработка авторов.

Методологические принципы построения модели

В настоящем разделе изложены основные методологические принципы построения модели и промежуточные результаты применения методов векторной авторегрессии в задаче выявления оказываемого влияния деловых тенденций малых розничных фирм на изменение ключевого индикатора торговой деятельности - индекса физического объема товарооборота [14, 15].

Расчет тестов, как и последующее построение модели и анализ результатов, осуществлялся с помощью эконометрического пакета EViews 8.

1. Учитывая, что **стационарность исследуемых рядов** является важным условием построения адекватной VAR модели, изначально был проведен анализ переменных на стационарность.

Проверка стационарности проводилась с помощью расширенного теста Дикки-Фуллера (ADF-test) и может быть представлена в приведенной форме:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \theta X_{t-1} + \alpha_1 \Delta X_{t-1} + \alpha_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \alpha_p \Delta X_{t-p} + \alpha_p, \quad (1)$$

где $X_{t-(t-p)}$ - исследуемая переменная; $\alpha_{0...t}$ - коэффициенты; θ - единичные корни.

Стационарность в описанной выше форме будет проверена для каждого исследуемого ряда.

В таблице 2 приведены результаты проверки гипотез ADF-test.

Таблица 2

Результаты ADF-теста

variable	t-statistic	test critical value	p-value (95%)*
REF	-2,237982	-2,903566	0,1951
KI_1	-2,676236	-2,902953	0,0832
KI_2	-2,454340	-2,902953	0,1310
KI_3	-1,216525	-2,903566	0,6630

* Расчеты проводились на 95%-м уровне значимости. В случае нестационарности данных t -статистика должна превышать критическое значение, а p -value - превышать допустимый уровень значимости (95%).

Источник: расчеты авторов.

Таким образом, как видно из данных таблицы 2, все исследуемые ряды, включенные в модель, являются нестационарными.

2. При построении модели на основе нестационарных (интегрированных) временных рядов необходимо учитывать **фактор коинтеграции** (свойство нескольких нестационарных временных рядов, заключающееся в существовании некоторой

их стационарной линейной комбинации), отражающей долгосрочное равновесие переменных.

Коинтеграция является важным свойством многих экономических переменных, которое означает, что несмотря на случайный (слабо предсказуемый) характер изменения отдельных переменных, существует долгосрочная зависимость между ними, которая приводит к некоторому совместному (взаимосвязанному) изменению. Другими словами, линейная комбинация двух или более нестационарных рядов может быть стационарной [16, с. 266].

Эмпирический опыт построения моделей макроэкономических процессов по нестационарным коинтегрированным временным рядам свидетельствует о том, что наибольшее распространение, в силу высокой эффективности, получил подход, основанный на использовании векторных моделей коррекции ошибок (vector error correction model - VECM), когда краткосрочные изменения корректируются в зависимости от степени отклонения от долгосрочной зависимости. Для выявления долгосрочной связи между переменными нами будет проведен тест на коинтеграцию, при обнаружении которой будет построена VECM-модель.

Тестирование наличия коинтеграции выполнено нами на основе методологии, представленной в работе Йохансена [17, с. 1564].

Важной итерацией в данном подходе является оценка ранга матрицы $\Pi^2(r)$, который соответствует числу коинтегрированных векторов. Основная гипотеза сводится к нулевому коинтеграционному рангу, то есть к отсутствию коинтеграции в данных. Если ранг матрицы неполный, то временные ряды коинтегрированы.

Исходя из приведенных в таблице 3 результатов теста, нулевая гипотеза подтвердилась на шаге $r = 3$. Следовательно, матрица I , являющаяся линейной комбинацией, отражающей коинтеграционные соотношения переменных, соответствует 3-му рангу.

Таблица 3

Результаты теста Йохансена

Ранг (r)	Trace statistic	0,05 Critical Value	p-value (95%)
$r = 0$	63,23972	47,85613	0,0010
$r = 1$	31,69091	29,79707	0,0299
$r = 2$	15,83565	15,49471	0,0444
$r = 3$	2,483805	3,841466	0,1150

Источник: расчеты авторов.

² $\Pi = I + A_1 + A_2 + \dots + A_p$, где I - линейная комбинация, отражающая коинтеграционные соотношения переменных; $A_{1,...,p}$ - матрицы коэффициентов исследуемых рядов.

Как можно видеть из таблицы 3, при $r = 3$ критическое значение превышает t -статистику, а p -value больше 0,05. Таким образом, согласно критерию теста Йохансена и определению коинтеграции, найдено три коинтеграционных соотношения между рядами, что позволяет нам перейти к построению VECM модели.

3. Построение модели VECM

Представим VECM в виде преобразованной VAR модели следующего вида [18]:

$$\Delta y_t = \Pi y_{(t-1)} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t, \quad (2)$$

где $\Pi = -I + A^1 + A^2 + \dots + A_p$; $\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$, $i = 1, \dots, p-1$; Δy_{t-p+1} - компоненты векторного временного ряда, являющиеся интегрированными порядка 1.

В рамках построения модели VECM необходимо определить порядок лага модели, при котором будут получены наиболее значимые результаты, проверить стационарность модели в целом, подтвердить эндогенность всех переменных, рассмотреть декомпозицию волатильности и, наконец, вычислить импульсные отклики.

3.1. Определение порядка лага модели VECM и проверка на стационарность

Выбор числа лагов модели производился на основе информационных критериев - Akaike Information Criteria - AIC [19].

В таблице 4 приведены значения AIC для каждого временного ряда, а также средневзвешенная по всем переменным. У моделей с оптимальным количеством лагов средневзвешенный AIC будет наименьшим.

Таблица 4

Значения AIC для рядов модели

Количество лагов	1	2	3	4
D(REF) AIC	4,792	4,877	5,002	5,010
D(KI_1) AIC	1,608	1,675	1,643	1,698
D(KI_2) AIC	1,587	1,694	1,719	1,816
D(KI_3) AIC	1,319	1,426	1,512	1,563
Средневзвешенный AIC	2,327	2,418	2,469	2,521

Источник: расчеты авторов.

Исходя из полученных оценок, нами сделан выбор в пользу модели с первым лагом, так как у нее наименьший средневзвешенный по исследуемым рядам AIC.

3.2. Тест Грэнджера на причинность для модели VECM

Далее необходимо провести тест Грэнджера на причинность для модели VECM. Тест причинности по Грэнджеру в нашем исследовании направлен на установление наличия зависимости REF от KI_1 ; KI_2 ; KI_3 .

Выразим тест Грэнджера для нашей модели следующим образом:

$$\begin{bmatrix} REF_t \\ KI_1_t \\ KI_2_t \\ KI_3_t \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} \alpha_{11,i} & \alpha_{12,i} & \alpha_{13,i} & \alpha_{14,i} \\ \alpha_{21,i} & \alpha_{22,i} & \alpha_{23,i} & \alpha_{24,i} \\ \alpha_{31,i} & \alpha_{32,i} & \alpha_{33,i} & \alpha_{34,i} \\ \alpha_{41,i} & \alpha_{42,i} & \alpha_{43,i} & \alpha_{44,i} \end{bmatrix} + u_t, \quad (3)$$

где $\sum_{i=1}^p (\alpha_{11,i} \dots \alpha_{44,i})$ - невырожденная ковариационная матрица; $(REF; KI_1; KI_2; KI_3)_{t \dots (t-p)}$ - исследуемые переменные; $u_t = (u_{1t}, u_{2t}, u_{3t}, u_{4t})'$ - белый шум.

В частности, в рамках теста Грэнджера выполняется тестирование трех нулевых (H_0) гипотез о независимости референта от индикаторов, а также альтернативных гипотез (H_1) о зависимости KI_1 , KI_2 , KI_3 от REF. Результаты теста, хи-квадрат статистика и p -value проверки представлены в таблице 5.

Таблица 5

Тест Грэнджера для VECM

Гипотеза	Хи-квадрат	p-value	Принятие гипотезы
REF зависит от KI_1 по Грэнджеру	3,3820	0,0659	Принимается H_1
REF зависит от KI_2 по Грэнджеру	3,3225	0,0683	Принимается H_1
REF зависит от KI_3 по Грэнджеру	3,2773	0,0702	Принимается H_1
REF зависит от совокупности трех индикаторов по Грэнджеру	6,8042	0,0784	Принимается H_1

Примечание: REF - зависимая переменная.

Источник: расчеты авторов.

Результаты тестирования каждой из нулевых гипотез показывают, что значения p -value составили менее 0,1, следовательно, на 10%-м уровне значимости принимаются альтернативные гипотезы о наличии зависимости REF от KI_1 , KI_2 , KI_3 по Грэнджеру.

3.3. Декомпозиция волатильности переменных модели

Задача этого этапа заключалась в оценке влияния изменений в переменных KI_1 , KI_2 и KI_3 на зависимую переменную REF. Декомпозиция волатильности REF позволит интерпретировать рассматриваемую в данной работе VECM.

Для декомпозиции волатильности, а также ортогонализации импульсных откликов применяется разложение Холецкого [20, с. 100]:

$$A = LL^T, \quad (4)$$

где A - матрица (симметричная и положительно определенная) коэффициентов модели; L - нижняя треугольная матрица со строго положительными элементами на диагонали.

Порядок, в котором будут представлены коэффициенты модели, является важным условием для адекватности декомпозиции волатильности и импульсных откликов. Специализированного теста, который определяет оптимальный порядок переменных, не существует, следовательно, его поиск должен производиться перебором всех возможных комбинаций. Комбинация с самым оптимальным результатом будет использована как матрица A и для поиска декомпозиции, и для импульсных откликов. За оптимальный результат будет приниматься порядок переменных, при котором влияние, которое будет оказываться на REF остальными параметрами, будет наибольшим. То есть с точки зрения декомпозиции волатильности, влияние изменения ряда REF на самого себя при данной комбинации будет наименьшим относительно любой другой.

Математически декомпозиция волатильности имеет следующий вид:

$$[X_{t+n}] = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{t+n-i}, \quad (5)$$

где ϕ - коэффициенты перед эндогенными переменными.

Формула дисперсии ошибки прогноза:

$$\sigma_x(n)^2 = \sigma_x^2[\varphi_{11}(0)^2 + \varphi_{11}(1)^2 + \dots + \varphi_{11}(n-1)^2] + \sigma_y^2[\varphi_{12}(0)^2 + \varphi_{12}(1)^2 + \dots + \varphi_{12}(n-1)^2]. \quad (6)$$

Перебор всех возможных комбинаций переменных позволил выявить самую оптимальную: «KI_1 REF KI_3 KI_2». При рассмотрении декомпозиции волатильности REF будет использоваться именно эта расстановка переменных в порядке Холецкого.

Для оценки декомпозиции выбран период в пять лет (20 кварталов). Наиболее важные результаты расчетов представлены в таблице 6.

Таблица 6

Декомпозиция волатильности REF с расстановкой переменных по методу Холецкого (KI_1 REF KI_3 KI_2)

	Максимальное влияние, в процентах (номер квартала)	Минимальное влияние, в процентах (номер квартала)	Поведение переменной
KI_1	43,09181 (4)	18,24794 (1)	После достижения пика в 4-м квартале, влияние шока в KI_1 на REF начинает плавно спадать
KI_2	10,49423 (12)	0 (1)	После достижения пика в 12-м квартале влияние шока в KI_2 на REF начинает плавно спадать
KI_3	35,12178 (20)	0 (1)	Влияние шока в KI_3 на REF плавно вырастает, начиная с 1-го квартала. Пика нет, рост влияния будет бесконечным

Источник: расчеты авторов.

Согласно таблице 6, переменная KI_1 имеет возрастающее влияние на REF с 1 по 4-й периоды и убывающее - с 5 по 20-й. Это означает, что теоретический шок, который произойдет в KI_1, окажет свое наибольшее влияние на REF в 4-м периоде (через год).

Аналогично для KI_2: с 1-го по 12-й периоды влияние данного ряда на REF возрастает, далее сокращается, а через 12 кварталов (3 года) будет наблюдаться сильнейшее влияние на REF.

Влияние KI_3 на референтный ряд возрастает плавно с каждым кварталом, превышая значимость для REF относительно KI_2 в 7-м квартале и относительно KI_3 - в 13-м квартале. После 20-го квартала изменение степени влияния каждого из рядов на REF незначительно, следовательно, на итоговый результат не окажет определяющего воздействия.

Таким образом, определив степень влияния каждой из переменных на REF в разные периоды, можно переходить к вычислению импульсных откликов.

4. Импульсные отклики

Цель процедуры вычисления импульсных откликов состоит в отслеживании эффектов изменения одних эндогенных переменных на другие. Сам импульсный отклик определяется как процентное изменение эндогенной переменной, равное одному стандартному отклонению, в результате шока в случайных ошибках других эндогенных рядов [21]. Математически импульсный отклик выражается следующим образом.

Вид изначальной функции:

$$Y_t = c + \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-2} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + a_t, \quad (7)$$

где φ - коэффициенты перед эндогенными переменными.

Если модель стационарна в целом (установлено в п. 3), то φ заменяется на:

$$\psi(L) = [\varphi(L)]^{-1}. \quad (8)$$

Таким образом, изначальная функция приводится к виду бесконечного скользящего среднего:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \psi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (9)$$

Где матрица ψ_s имеет интерпретацию:

$$\psi_s = \frac{\partial y_{i,t+s}}{\partial \varepsilon_{jt}}. \quad (10)$$

В этой интерпретации показывается ряд i и колонка j . Ее суть состоит в демонстрации единичного приращения в случайной ошибке j -й переменной [$t(\varepsilon_{jt})$ период] для значений i -й переменной [$+s(y_{i,t+s})$ период]. Кроме того, должно соблюдаться условие, что остальные случайные ошибки остаются константами.

Вид функции импульсного отклика:

$$\frac{\partial y_{i,t+s}}{\partial \varepsilon'_{jt}}. \quad (11)$$

Далее следует перейти непосредственно к расчету импульсных откликов в исследуемой в данной работе модели. Количество периодов,

а также расположение Холецкого выбираются аналогично тем, что были использованы при подсчете декомпозиции волатильности. Таким образом, рассматриваются отклики длительностью в 20 кварталов и используется расстановка переменных KI_1 REF KI_3 KI_2.

На рисунке продемонстрирована реакция переменной REF на изменение случайных ошибок других эндогенных переменных модели на одно стандартное отклонение.

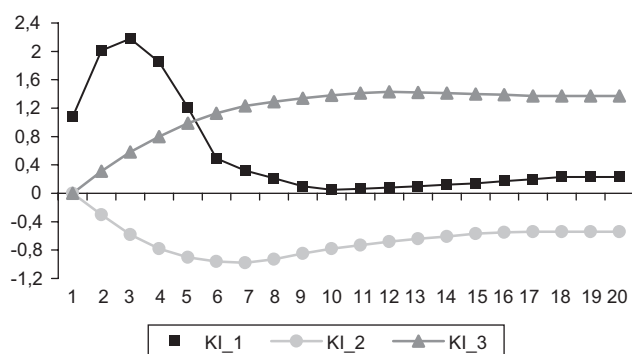


Рисунок. Реакция REF на изменение случайных ошибок KI_1, KI_2 и KI_3 на одно стандартное отклонение

5. Результаты оценки VECM-модели

Оценка VECM-модели позволила получить функции импульсных откликов на структурные шоки. При рассмотрении рисунка можно сделать следующие выводы относительно реакции REF на шок в каждом из индикаторов в течение 20 периодов (показан отклик на разных временных интервалах от произошедшего возмущения):

KI_1: изменение случайной ошибки KI_1 увеличивает значение REF с изначального уровня до 1,08 (с 1-го по 3-й период наблюдается резкий рост REF до значения 2,18). Затем следует сильный спад до значения 0,05 в 10-м периоде. После этого на графике можно заметить гиперболический подъем до значения 0,23 в 18-м периоде, после которого REF больше меняться не будет.

KI_2: изменение случайной ошибки KI_2 не приводит к моментальному увеличению REF. С 1-го по 7-й периоды включительно REF падает до значения -0,98. После этого наблюдается гиперболический подъем уровня зависимой переменной, который завершается в 17-м периоде на значении -0,54 и далее не изменяется.

KI_3: изменение случайной ошибки KI_3 не приводит к моментальному увеличению REF. С 1-го по 12-й периоды наблюдается гиперболический рост значения REF, который останавливается на уровне 1,43. Далее - вплоть до 17-го периода, идет небольшой спад, в результате которого REF становится равным 1,37 и больше не изменяется.

Заключение (результаты)

Результаты исследования свидетельствуют о том, что в среднем подстройка ИФО товарооборота к шокам в индикаторах длится более 2,5 года (10 кварталов).

Согласно полученным с помощью VAR-модели результатам, положительный шок в KI_1 ведет к резкому увеличению товарооборота в ближайшие периоды, а затем его влияние постепенно снижается. Экономический смысл данного явления может заключаться в том, что улучшение бизнес-конъюнктуры позволяет существующим фирмам расширить объемы своего производства, а также на рынок могут начать входить новые игроки. Таким образом, общий товарооборот по всему рынку будет в конечном счете довольно высоким, пока старые и новые компании ищут новый оптимальный объем выпуска. В дальнейшем, когда этот объем будет найден, ситуация на рынке стабилизируется, будет вытеснено несколько игроков ввиду ограниченных размеров рынка, товарооборот немного снизится, но его значение останется выше, чем в базовом периоде.

Согласно результатам, которые отображают импульсные отклики, положительный шок в KI_2 приведет к отрицательному изменению товарооборота. Несмотря на отсутствие фундаментального экономического смысла и противоположность полученного результата интуитивному, предполагается, что данное отклонение наблюдается ввиду специфики российской конъюнктуры в 2000-2017 гг. (отчетные периоды в расчетах), а именно кризиса 2008 г. Незадолго до начала кризиса руководители давали положительные оценки дальнейшим перспективам своей компании из-за постоянного роста экономики на протяжении нескольких предшествующих лет. Тем не менее произошел кризис, который повернул экономическую ситуацию в противоположную сторону относительно ожиданий руководителей. В результате, в эмпирической трактовке возникает фиктивная отрицательная зависимость товарооборота от бизнес-потенциала. В подтверждение данного предположения выступают периоды импульсного отклика по бизнес-потенциалу: на протяжении

полтора лет наблюдается резкая отрицательная зависимость (приблизительный срок кризиса 2008-2010 гг.), а затем она сменяется на положительную ввиду вновь соответствующих друг другу ожиданий руководителей относительно будущих периодов и реальной ситуации.

Импульсный отклик KI_3 конкурентоспособности соответствует интуитивному экономическому смыслу: увеличение уверенности руководителей в том, что они могут стать еще конкурентнее на рынке в ближайшее время, позволяет им увеличивать объемы продаж и производства, занимать новые ниши, внедрять новые технологии. В результате, все это ведет к постепенному увеличению общего товарооборота.

Литература

1. **Sims C.A.** Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 1980, pp 1-48.
2. **Sims C.A. and Zha T** (1998). «Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models». In: *International Economic Review*, 1998, pp. 949-968.
3. **Litterman R.B.** Techniques of Forecasting Using Vector Autoregressions. Working Papers 115, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1979.
4. **Litterman R.B.** Forecasting with Bayesian Vector autoregressions - Five years of experience // *Journal of Business and Economic Statistics* 1986. Vol. 4. No. 1. P. 25-38.
5. **Пекарский С.Э.** Исследования причинно-следственных взаимосвязей в макроэкономике: Нобелевская премия по экономике. 2011 г. // *Экономический журнал ВШЭ*. 2012. № 1. С. 3-30.
6. **Lutkepohl H.** New Introduction to Multiple Time Series Analysis. Springer, Berlin, 2005.
7. **Watson M.** Vector Autoregressions and Cointegration. *Handbook of Econometrics*, Vol. IV. R.F. Engle and D. McFadden (eds.). Elsevier Science Ltd., Amsterdam, 1994.
8. **Hamilton J.D.** Time Series Analysis. Princeton University Press, 1994.
9. **Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.C.** The Econometrics of Financial Markets. Princeton University Press, Princeton, NJ, 1997.
10. **Tsay R.S.** Analysis of Financial Time Series. John Wiley and Sons, 2002.
11. **Johnson R.A., Wichern D.W.** Applied Multivariate Statistical Analysis. Prentice Hall, 2007.
12. **Greene W.H.** Econometric Analysis. Prentice Hall, 1999.
13. **Матвеев М.Г.** Параметрическая идентификация моделей векторной авторегрессии // *Современная экономика: проблемы и решения*. 2010. № 5. С. 133-142.
14. **Лола И. С.** Измерение деловой конъюнктуры малых предприятий посредством композитных индикаторов // *Вопросы статистики*. 2015. № 10. С. 26-38.
15. **Вербик М.** Путеводитель по современной эконометрике. Пер. с англ. В.А. Банникова. Научн. ред. и предисл. С. А. Айвазяна. М.: Научная книга, 2008 «Библиотека Солев». 616 с.
16. **Engle R.F., Granger C.W.J.** Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*. 1987. Vol. 55. No. 2. (Mar.) P. 251-276.
17. **Johansen S.** Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models // *Econometrica* 1991. Vol. 59. No. 6. P. 1551-1580.
18. **Канторович Г.Г.** Лекции по курсу «Анализ временных рядов». *Экономический журнал ВШЭ*. 2002. № 1-4; 2003. № 1.
19. **Brooks C., Tsolakos S.** Real Estate Modeling and Forecasting. Published in the United States of America by Cambridge University Press, New York, 2010.
20. **Press W.H., Teukolsky S.A., Vetterling W.T., Flannery B.P.** Numerical Recipes in C. 2nd edition. Cambridge: Cambridge University Press. 1992.
21. **Potter S.M.** Nonlinear impulse response function, Federal Reserve Bank of New York, 1998.

Информация об авторах

Лола Инна Сергеевна - канд. экон. наук, заместитель директора Центра конъюнктурных исследований Института статистических исследований и экономики знаний, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики». 101000. г. Москва, Славянская пл., д. 4, стр. 2. E-mail: ilola@hse.ru. ORCID: 0003-1202-0974-8723.

Глуздовский Сергей Викторович - аналитик Центра конъюнктурных исследований Института статистических исследований и экономики знаний, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики». 101000. г. Москва, Славянская пл., д. 4, стр. 2. E-mail: ilola@hse.ru.

Финансирование

Исследование финансировалось в рамках государственной поддержки ведущих университетов Российской Федерации «5-100».

References

1. **Sims Ch.A.** Macroeconomics and Reality. *Econometrica*. 1980;(48):1-48.
2. **Sims Ch.A., Zha T.** Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models. *International Economic Review*. 1998;39(4):949-968.
3. **Litterman R.B.** *Techniques of Forecasting Using Vector Autoregressions*. Federal Reserve Bank of Minneapolis. Working Paper: 115, 1979.
4. **Litterman R.B.** Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions - Five Years of Experience. *Journal of Business and Economic Statistics*. 1986;4(1):25-38.
5. **Malakhovskaya O.A., Pekarskiy S.E.** The Research of Cause-Effect Relationships in Macroeconomics: Nobel Prize in Economics 2011. *The HSE Economic Journal*. 2012;(1):3-30. (In Russ.)
6. **Lutkepohl H.** *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer; 2005.
7. **Watson M.W.** Vector Autoregressions and Cointegration. In: Engle R.F. and D.L. McFadden (eds.) *Handbook of Econometrics, Vol. IV*. Amsterdam: Elsevier Science Ltd.; 1994.
8. **Hamilton J.D.** *Time Series Analysis*. Princeton University Press; 1994.
9. **Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.C.** *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton, NJ: Princeton University Press; 1997.
10. **Tsay R.S.** *Analysis of Financial Time Series*. John Wiley and Sons; 2002.
11. **Johnson R.A., Wichern D.W.** *Applied Multivariate Statistical Analysis*. Prentice Hall; 2007.
12. **Greene W.H.** *Econometric Analysis*. Prentice Hall; 1999.
13. **Matveyev M.G.** Parametric Identification of Models of Vectorial Autoregression. *Sovremennaja jekonomika: problemy i reshenija*. 2010;(5):133-142. (In Russ.)
14. **Lola I.S.** Measurement of Business Environment for Small Enterprises by Means of Composite Indicators. *Voprosy statistiki*. 2015;(10):26-38. (In Russ.)
15. **Verbeek M.** *A Guide to Modern Econometrics*. John Wiley & Sons, Ltd; 2000. (Russ. ed.: Aivazyazyan S.A. (ed.) *Putevoditel' po sovremennoi ekonometrike*. Moscow: Nauchnaya kniga, «Biblioteka Solev»; 2008. 616 p.).
16. **Engle R.F., Granger C.W.J.** Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*. 1987;55(2):251-276.
17. **Johansen S.** Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*. 1991;59(6):1551-1580.
18. **Kantorovich G.G.** Lectures on «Time-Series Analysis» Course. *The HSE Economic Journal*. 2002;6(1):85-116, 2002;6(2):251-273, 2002;6(3):379-401, 2002;6(4):498-523, 2003;7(1):79-103. (In Russ.)
19. **Brooks C., Tsolakos S.** *Real Estate Modeling and Forecasting*. New York: Cambridge University Press; 2010.
20. **Press W.H., Teukolsky S.A., Vetterling W.T., Flannery B.P.** *Numerical Recipes in C*. 2nd edition. Cambridge: Cambridge University Press.
21. **Potter S.M.** *Nonlinear Impulse Response Function*. Federal Reserve Bank of New York; 1998.

About the authors

Inna S. Lola - Cand. Sci. (Econ.), Deputy Director, Institute for Statistical Studies and Economics of Knowledge, Centre for Business Tendency Studies, National Research University Higher School of Economics. 4, Slavyanskaya Sq., Bld. 2, Moscow, 101000, Russia. E-mail: ilola@hse.ru. ORCID: 0003-1202-0974-8723.

Sergey V. Gluzdovskij - Analyst, Institute for Statistical Studies and Economics of Knowledge, Centre for Business Tendency Studies, National Research University Higher School of Economics. 4, Slavyanskaya Sq., Bld. 2, Moscow, 101000, Russia. E-mail: ilola@hse.ru.

Financing

This research was financed by the government support program for the leading universities of the Russian Federation «Project 5-100».