



Банк России



Сентябрь 2019

ОЦЕНКА ИДИОСИНКРАТИЧЕСКИХ ШОКОВ И ИХ ВЛИЯНИЕ НА ВОЛАТИЛЬНОСТЬ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ

Серия докладов об экономических исследованиях, №46

С. Попова

СОДЕРЖАНИЕ

Резюме.....	3
Введение.....	4
1. Обзор литературы.....	6
2. Методология.....	9
3. Данные и описательные статистики.....	12
4. Эмпирические результаты.....	16
4.1 Результаты модели.....	16
4.1.1 Проверка гранулярной гипотезы по методологии Gabaix (2011).....	16
4.1.2. Оценка вкладов идиосинкратической компоненты в агрегированную волатильность.....	18
4.2 Применение информации о гранулярности для построения альтернативного индекса промышленного производства.....	26
5. Заключение.....	32
Литература.....	34
Приложение.....	36

Светлана Попова

Банк России, Департамент исследований и прогнозирования

E-mail: popovasv@cbr.ru

Серия докладов об экономических исследованиях Банка России проходит процедуру анонимного рецензирования членами Консультативного Совета Банка России и внешними рецензентами.

Все права защищены. Настоящий доклад выражает личную позицию автора, которая может не совпадать с официальной позицией Банка России. Банк России не несет ответственности за содержание доклада. Любое воспроизведение представленных материалов допускается только с разрешения автора.

Фото на обложке: Shutterstock/FOTODOM

Адрес: 107016, г. Москва, ул. Неглинная, 12
Телефон: +7 495 771-91-00, +7 495 621-64-65 (факс)
Официальный сайт Банка России: www.cbr.ru

© Центральный банк Российской Федерации, 2019

Резюме

Вопросу исследования гранулярности экономики в настоящее время уделяется достаточно много внимания. В последних эмпирических работах оценивается гранулярность различных экономик с той точки зрения, могут ли шоки отдельных компаний оказывать влияние на волатильность макропоказателей. Исследования по другим развивающимся странам показывают, что агрегированные колебания обусловлены в значительной части идиосинкратическими шоками компаний из-за их размера или наличия тесных связей между фирмами. Используя микроданные российских компаний по выручке за период с 1999 по 2017 г., в данной работе была протестирована гипотеза о гранулярности российской экономики и было найдено, что идиосинкратические шоки вносят существенный вклад в волатильность совокупного объема продаж. Кроме того, было установлено, что эффект связей более значим в определении агрегированной волатильности, но не для топ-100 крупнейших фирм. Данный результат важен в части понимания драйверов бизнес-цикла и оценки эффектов проведения макроэкономической политики.

Ключевые слова: динамика фирм, гранулярные остатки, идиосинкратические шоки, агрегированная волатильность, промышленное производство.

JEL классификация: D20, E32, L14.

Введение

Классические макроэкономические теории утверждают, что бизнес-циклы полностью обусловлены агрегированными макроэкономическими шоками. В стандартных моделях предполагается, что шоки отдельных компаний нейтрализуются в среднем и не оказывают влияния на агрегированную волатильность экономики (Lucas, 1977). Однако в литературе последних лет существует ряд теоретических обоснований, которые показывают, что шоки отдельных фирм могут оказывать значимое влияние на макроэкономические переменные. События в развитых экономиках косвенно подтверждают эту гипотезу: к примеру, согласно докладу OECD (2004), в 2000 г. финская компания Nokia способствовала росту ВВП Финляндии на 1,6 п.п. (Gabaix, 2011).

Природу влияния шоков отдельных фирм и отраслевых шоков на волатильность макропоказателей авторы исследований объясняют по-разному. Одни предполагают, что шоки фирм могут оказывать влияние в силу специфики распределения фирм по размеру, то есть когда оно имеет тяжелые хвосты. Шоки крупных фирм в таком случае не гасят друг друга, а добавляют дополнительную волатильность в динамику совокупного выпуска. Другое направление работ объясняет влияния шоков на уровне фирм через наличие связей между компаниями или отраслями. Если фирмы или отрасли тесно связаны через цепочки промежуточного производства либо рынок труда, эти связи могут сильнее распространять микроэкономические шоки на всю экономику.

В данной работе тестируется гипотеза о том, что шоки отдельных фирм имеют возможность генерировать шоки, влияющие на ВВП и – через равновесие – на все остальные фирмы. Таким образом, мы предполагаем, что экономические колебания происходят не только из-за шоков монетарной, фискальной или макропруденциальной политики, но также из-за существенных колебаний отдельных фирм. Данное воздействие получило название гранулярной гипотезы – шоки отдельных фирм не нейтрализуются в совокупном выражении, а могут быть значимыми драйверами колебаний бизнес-цикла. Здесь и далее шоки на уровне фирмы будем называть также идиосинкратическими шоками, более точное определение которых дано ниже.

Современные экономики по большей части представлены крупными компаниями, идиосинкратические шоки которых могут иметь потенциальную возможность нетривиально влиять на динамику выпуска. К примеру, по данным США доля продаж топ-100 фирм в ВВП с 2000 г. в среднем стабильно превышает 30% (Gabaix, 2011). Для стран еврозоны аналогичная доля топ-100 компаний за период 1999–2013 гг. составила около 28.5%¹ (Ebeke & Eklou, 2017).

¹ Нефинансовые компании, за исключением фирм, принадлежащих к добыче полезных ископаемых и энергетическому рынку.

Исходя из российских данных, средняя доля продаж топ-100 нефинансовых компаний² в ВВП, которая приходится на топ-100 нефинансовых компаний за период 1999–2016 гг., составляла около 20% (Рисунок 2). Аналогичная доля с учетом предприятий добывающего сектора в процентах от ВВП за период 1999–2016 гг. составила примерно 50% (Рисунок 1). Таким образом, для российской экономики сравнительно небольшое число крупных компаний представляет собой значительную долю деловой активности. Можно предположить, что для российской экономики может существовать потенциальная возможность со стороны определенной группы фирм оказывать влияние на совокупную деловую активность. Понимание их динамики может дать дополнительное понимание динамики всей экономики и бизнес-циклов.

Рисунок 1. Доля продаж топ-100 нефинансовых компаний, % от ВВП

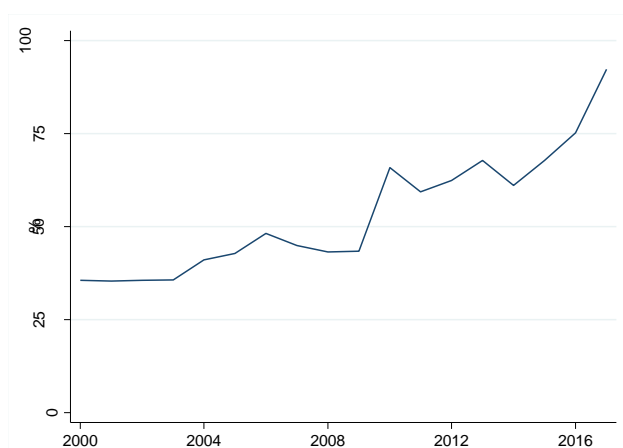
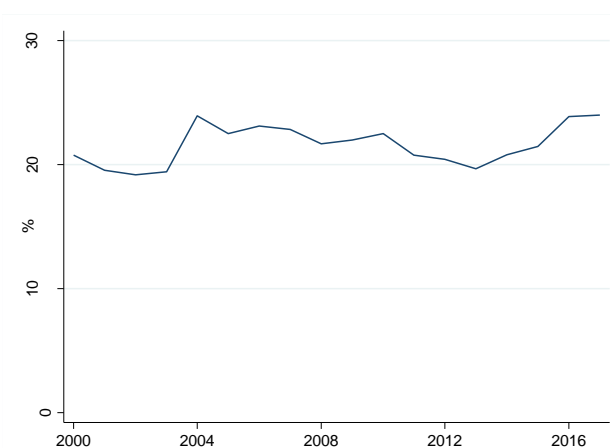


Рисунок 2. Доля продаж топ-100 нефинансовых компаний без добывающего и энергетического секторов, % от ВВП



Источники: расчеты автора на базе данных СПАРК, Росстат.

Существует достаточное количество эмпирических работ по широкому ряду стран, посвященных изучению данного вопроса. В работах используются различные подходы к определению идиосинкратических шоков и гранулярности, что иногда приводит к противоречивым результатам. Так, в работе Gabaix (2011) авторы пришли к выводу, что шоки 100 крупнейших фирм США объясняют около 1/3 вариации динамики выпуска. Для Канады аналогичный анализ дал также значимый результат: в работе Karasik et al. (2016) показано, что шоки крупных фирм могут объяснить 46% вариации роста агрегированного выпуска и 37% вариации роста объемов инвестиций. В работе Ebeke and Eklou (2017) влияние идиосинкратических шоков оценивалось для стран еврозоны, авторы также получили значимый результат, что шоки крупных фирм объясняют порядка 40% волатильности ВВП. Однако в работе Stella (2015) для идентификации использовалась динамическая факторная

² За исключением компаний, связанных с добывающим сектором, электроэнергетикой и топливом. Источник данных: база СПАРК по бухгалтерской отчетности.

модель на основе квартальных данных США. В результате гранулярная гипотеза не подтвердилась: при таком определении общих шоков для всех фирм идиосинкратическая компонента играют маленькую роль в объяснении колебаний бизнес-цикла в США.

Все исследования гранулярности до сих пор касались группы развитых стран. Относительно развивающихся стран, и в частности российской экономики, данный вопрос пока не изучался. Подобный анализ на российских данных может оказаться полезным для прогнозирования и более детального анализа драйверов текущей динамики производства и других макроэкономических переменных. Кроме того, представляется важным понять причины вероятного влияния идиосинкратических шоков и выявить факторы, определяющие степень их воздействия. Исследование межотраслевых неоднородностей и связей между отраслями и фирмами могут дать дополнительную информацию для понимания природы таких шоков.

В данной работе мы оценим влияние шоков на уровне фирм на агрегированную волатильность выпуска, используя данные российских компаний. За основу в качестве модели брался подход di Giovanni et al. (2014) с некоторыми изменениями. Наш анализ показал, что идиосинкратические шоки доминируют в вариации агрегированной волатильности совокупного выпуска, но для 100 крупнейших компаний в объяснении превалируют макроотраслевые шоки. При этом идиосинкратическая компонента практически полностью объясняется «эффектом связей», но не для топ-100 компаний.

Последующее изложение организовано следующим образом. В главе 1 мы приводим обзор литературы с кратким описанием результатов по другим странам. В главе 2 описывается модель. В главе 3 представлена характеристика используемых данных. В главе 4 приведены эмпирические результаты модели и описано практическое применение полученных результатов. В заключительном разделе изложены основные выводы работы.

1. Обзор литературы

Последнее время в научной литературе больше внимания уделяется микроэкономическим обоснованиям макроэкономических моделей. В частности, при исследовании природы бизнес-циклов и макроколебаний все чаще обращаются к микроэкономическим основам. Одним из направлений является так называемая гранулярная экономика, которая предполагает, что волатильность отдельно взятых фирм может оказывать влияние на динамику макроэкономических показателей. В некоторых работах исследуется роль шоков на уровне фирм в формировании агрегированных колебаний в экономике и формулируются теоретические обоснования данного факта (Gabaix (2011), Karasik et al. (2016), Ebeke and Eklou K. M. (2017)). Авторы нашли эмпирические подтверждения своих гипотез о том, что специфические шоки фирм вносят значимый вклад в колебания бизнес-циклов на рынках,

где преобладающую роль играют крупные фирмы (гранулярные экономики). Параллельное направление работ касается исследований, в которых анализируется влияние отраслевых колебаний на бизнес-циклы. Авторы утверждают, что идиосинкратические шоки отдельных отраслей экономики могут иметь значимый эффект на возникновение макроколебаний (Horvath (1998), Foerster et al. (2011), Acemoglu et al. (2012)). Как предполагается в данных работах, драйверами макроколебаний может быть относительно маленькое число отраслей. Следовательно, для исследования причин агрегированной волатильности необходимо понимать причины волатильности на уровне секторов экономики.

Стандартные предпосылки о том, что шоки фирм не могут оказывать влияния, базируются на законе больших чисел. При независимости индивидуальных шоков агрегированная волатильность будет пропорциональна $1/\sqrt{N}$, где N – количество фирм в экономике. Соответственно, при $N \rightarrow \infty$ шоки отдельных фирм будут иметь крайне малое воздействие на волатильность экономики. Однако в работе Gabaix (2011) было показано, что если распределение фирм по размеру имеет тяжелые хвосты и подчиняется степенному распределению (power-law distribution), то центральная предельная теорема не работает. При этом под воздействием идиосинкратических шоков волатильность макропоказателей будет угасать медленнее (со скоростью $1/\ln N$). Таким образом, если в экономике есть большие фирмы, их шоки выпуска или производительности могут транслироваться в волатильность ВВП. Используя теоретическое обоснование подхода Gabaix (2011), Karasik et al. (2016) на данных канадских предприятий показали, что гранулярность помогает в объяснении волатильности не только выпуска, но и других макроэкономических переменных. Авторы исследовали вклад шоков крупных фирм в волатильность выпуска, инвестиций и занятости в обрабатывающем секторе и обнаружили, что для объяснения вариации продаж и инвестиций идиосинкратические шоки крупнейших фирм статистически значимы.

Другое направление работ объясняет гранулярность в экономике через наличие связей между компаниями или отраслями, например через цепочки промежуточного потребления или общий рынок труда. В работе Foerster et al. (2011) авторы рассматривают декомпозицию динамики промышленного производства на компоненты: агрегированный и специфический отраслевой шоки. Факторная модель показала, что все колебания промышленного производства объясняются общими макроэкономическими факторами. Однако если построить многоотраслевую модель с учетом связей между отраслями, то обнаружится, что половина волатильности индекса производства объясняется отраслевыми шоками. В работе Acemoglu et al. (2012) авторы также показали, что значительный уровень макроволatility приходится на отраслевые шоки, если существуют сильные связи между отраслями. При этом важно не просто наличие связей, а существование асимметрии в данных связях, иначе агрегированный шок – симметричная функция шоков каждого сектора. В реальности связи

между отраслями существенно несимметричны, в связи с чем авторы говорят о том, что скорость, с которой волатильность макропоказателей будет затухать, напрямую зависит от межотраслевых связей. Если в экономике существует неоднородность с точки зрения структуры таблиц «затраты-выпуск» или какие-либо отрасли в цепочках поставщиков играют более важную роль, воздействие микроэкономических шоков будет иметь значимый эффект на макроволатильность.

Работа Giovanni et al.(2014) представляет собой некоторую комбинацию из рассмотренных выше подходов к объяснению каналов влияния шоков фирм на макроволатильность. Стандартный анализ влияния идиосинкратических шоков, аналогично другим исследованиям, показал их значимость в определении агрегированных колебаний. Кроме того, в данной работе авторы предполагают, что существуют два механизма, посредством которых шоки фирм транслируются в агрегированную волатильность. Первый канал (Gabaix (2011) предполагает, что идиосинкратические шоки фирм значимы в случае, когда не работает центральная предельная теорема, а второй – что агрегированные колебания вызываются идиосинкратическими шоками из-за связей между фирмами и отраслями в экономике. Авторы отмечают важность анализа данного канала, так как в стандартных макроэкономических моделях предполагается, что корреляция между фирмами отражает только реакцию на макроэкономические и отраслевые шоки. При этом результаты декомпозиции показали, что большая часть вклада шоков фирм в агрегированную волатильность происходит именно за счет связей между компаниями. Помимо этого, в статье рассматривается необходимость добавлять в модель множественность рынков сбыта фирмы, что позволяет оценить декомпозицию шоков фирм по двум компонентам: общему для всех фирм шоку и шоку, присущему конкретному рынку сбыта. Вторая компонента объясняет большую часть вариации на уровне фирм. Существует еще некоторое количество статей, исследующих данную проблематику. Методы идентификации шоков в той или иной степени перекликаются с вышерассмотренными работами. Далее приведены краткие количественные результаты оценки гранулярности по разным странам (Таблица 1), по которым мы видим, что для многих экономик гипотеза о наличии гранулярности и влияния идиосинкратических шоков на волатильность макропоказателей в той или иной степени подтвердилась.

Таблица 1. Основные результаты исследований гранулярности по другим странам

Авторы исследования	Страна	Период	Основной вывод
Отраслевой уровень			
Horvath (1998)	США	1947–1989	80% волатильности динамики ВВП – результат независимых шоков отраслей

Foerster A. T. et al. (2011)	США	1972–2007	При учете связей между отраслями их шоки объясняют 20% вариации индекса промпроизводства до 1987 г. и 50% индекса после 1987 года
Acemoglu D. et al. (2012)	США	1972–2002	Микрошоки оказывают значимый эффект в случае, если есть асимметрия между отраслями в роли поставщиков
Atalay (2017)	США	1960–2013	Отраслевые шоки – основной источник волатильности ВВП
На уровне фирм			
Gabaix X. (2011)	США	1951–2008	Топ-100 фирм объясняет около 1/3 волатильности ВВП
Di Giovanni J., et al. (2014)	Франция	1990–2007	На идиосинкратическую компоненту приходится значительная доля агрегированной волатильности, в основном за счет связей между компаниями
Stella A. (2015)	США	1962–2011	Незначимость идиосинкратических шоков в объяснении волатильности
Friberg R., Sanctuary M. (2016)	Швеция	1997–2008	Одинаковый вклад отраслевых и идиосинкратических шоков в агрегированную волатильность
Karasik L., et al. (2016)	Канада	2000–2012	Идиосинкратические шоки выпуска и инвестиций – 23–46% и 15–40% волатильности соответствующих макропоказателей
Ebeke M. C. H., Eklou K. M. (2017)	Страны ЕС	1998–2013	Топ-100 фирм – 40% вариации ВВП
Fornaro P., Luomaranta H. (2018)	Финляндия	1998–2013	57 крупнейших фирм объясняют 1/3 волатильности бизнес-цикла
Gnocato N., Rondinelli C. (2018)	Италия	1999–2014	Идиосинкратический шок TFP объясняет около 30% волатильности агрегированного TFP
Blanco-Arroyo O., et al. (2018)	Испания	1995–2016	Гранулярные остатки объясняют примерно 45% вариации темпов роста ВВП

2. Методология

Для того чтобы определить идиосинкратический шок фирмы и оценить его влияние на волатильность макропеременных, воспользуемся стандартным подходом, используемым в литературе (Gabaix(2011), Giovanni et al.(2014), Karasik et al.(2016), Gnocato and Rondinelli (2018)).

Рассмотрим экономику, где функционирует n фирм. Темп роста фирмы определяется как $\gamma_{i,t} = \log Y_{i,t} - \log Y_{i,t-1}$, где Y_i – интересующая нас переменная, в данном случае – выпуск фирмы.

Под идиосинкратическим шоком здесь мы будем понимать шок выпуска фирмы, не связанный с макроэкономическими колебаниями или отраслевыми шоками, то есть изменение выпуска, не затрагивающее все фирмы во всей экономике или во всей отрасли одновременно. Таким образом, мы представляем фактический темп роста выпуска фирмы как сумму двух компонент: идиосинкратической компоненты и общей компоненты, которую можно охарактеризовать как совокупность макроэкономического и отраслевого шока.

$$\gamma_{it} = \delta_{st} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Под общей компонентой δ_{st} будем рассматривать простой случай – средний темп роста выпуска для отрасли s за период t . Таким образом, идиосинкратический шок ε_{it} в момент t представляет собой отклонение фактического темпа роста выпуска фирмы от среднего значения по отрасли. В действительности мы оцениваем регрессионную модель зависимости темпа роста выручки от набора отраслевых фиктивных переменных и находим остатки из данной модели.

Далее конструируем, согласно Gabaix (2011), гранулярный шок как взвешенную сумму идиосинкратических шоков, вычисленных на предыдущем шаге.

$$\Gamma_t^* = \sum_{i \in K} \frac{Y_{i,t-1}}{Y_{t-1}} \varepsilon_{it} \quad (2),$$

где K – число фирм, по которым рассчитывается гранулярный шок.

В работе Gabaix (2011) значение K рассматривается как относительно малое число крупных фирм ($K = 100$), предполагая, что макроэкономические шоки влияют на крупные фирмы кардинально другим образом, нежели на более мелкие. В работе Giovanni et al. (2014) авторы строят макроэкономический шок и идиосинкратический шок по данным всех компаний. В работе Karasik et al. (2016) для анализа авторы рассчитывают гранулярные остатки, беря в расчет 10 крупнейших фирм и все компании.

Согласно гранулярной гипотезе, данная величина должна оказывать влияние на волатильность макропоказателей. Для этого нужно оценить, какую долю общей вариации ВВП объясняет гранулярный остаток ($\gamma_{Yt} = \mu \Gamma_t^*$). Для этого строится регрессионная модель выбранной макропеременной на гранулярный шок.

Пусть Z_t – темп роста выбранной для анализа макропеременной, в данном случае – ВВП. Объясняющая сила гранулярного шока находится при оценке следующей базовой модели:

$$Z_t = \beta_0 + \beta_1 \Gamma_t^* + u_t \quad (3).$$

Коэффициент детерминации R^2 данного уравнения покажет вклад гранулярного шока в волатильность макропеременной.

Для более детального анализа гранулярности и каналов влияния также можно представить агрегированный темп роста выпуска в следующем виде:

$$\gamma_{Yt} = \sum_i \left(\frac{Y_{i,t-1}}{Y_{t-1}} \right) \gamma_{it} = \sum_{s \in I} w_{s,t-1} \delta_{st} + \sum_{i \in N} w_{i,t-1} \varepsilon_{it} \quad (4),$$

где $w_{s,t-1}$ – доля сектора s в совокупном выпуске;

$w_{i,t-1}$ – доля фирмы i в совокупном выпуске.

В таком случае декомпозиция вариации темпа роста фирмы выглядит так:

$$\sigma_{Yt}^2 = \sigma_{It}^2 + \sigma_{Ft}^2 + COV_t \quad (5),$$

где $\sigma_{It}^2 = Var(\sum_{s \in I} w_{s,t-1} \delta_{st})$ – макроотраслевая волатильность;

$\sigma_{Ft}^2 = Var(\sum_{i \in N} w_{i,t-1} \varepsilon_{it})$ – идиосинкратическая волатильность;

$COV_t = Cov(\sum_s w_{s,t-1} \delta_{st}, \sum_i w_{i,t-1} \varepsilon_{it})$ – ковариация шоков разной степени агрегированности.

Чтобы лучше понять, через какие каналы идиосинкратические шоки оказывают влияние на агрегированную волатильность, идиосинкратическую волатильность можно разложить на прямой эффект и на эффект связей между фирмами:

$$\sigma_{Ft}^2 = \underbrace{\sum_i w_{i,t-1}^2 Var(\varepsilon_{it})}_{Direct\ effect} + \underbrace{\sum_{i \neq j} w_{j,t-1} w_{i,t-1} Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt})}_{Link\ effect} \quad (6).$$

Первый элемент представляет собой сумму вариаций индивидуальных шоков фирм. Будем его рассматривать как прямой эффект (direct effect). Как мы уже отмечали выше, согласно Gabaix (2011), если распределение фирм по размеру характеризуется тяжелыми хвостами (то есть в экономике присутствуют очень крупные фирмы), идиосинкратические шоки не гасятся на агрегированном уровне.

Предположим, что шоки фирм независимы и одинаковы между собой, тогда уравнение (6) будет иметь следующий вид:

$$\sigma_{Ft}^2 = \sigma^2 \sum_i \left(\frac{Y_{it}}{Y_t} \right)^2 = \sigma^2 \cdot H_t \quad (7),$$

где H_t – индекс Херфиндаля для данной экономики.

Чем более тяжелые хвосты у распределения, тем более концентрирована экономика и выше индекс Херфиндаля, тем больше идиосинкратические шоки будут объяснять волатильность совокупного выпуска.

Второе слагаемое уравнения (6) отражает наличие параллельной динамики выпусков фирм, то есть связи между шоками фирм. Данная корреляция может возникать из-за наличия связей через структуру затрат и промежуточного потребления или общий рынок труда. В таком случае шоки одной фирмы тянут за собой динамику выпуска других фирм, связанных с первой.

Согласно классическим теориям, первая компонента при достаточно большом количестве фирм будет стремиться к нулю. Эффект связей в стандартных моделях также не

рассматривается, так как предполагается, что ковариация между фирмами является результатом общих макро- или отраслевых шоков. В дальнейшем мы проверим, насколько данные каналы трансмиссии идиосинкратических шоков присущи российским компаниям.

3. Данные и описательные статистики

В нашей работе используются годовые данные базы СПАРК с 1999 по 2017 год. Количество фирм, вошедших в выборку, составило от 36 тыс. в 1999 году до 107 тыс. в 2017 году, которые охватывают 59 видов деятельности по ОКВЭД. В выборку не вошли фирмы, у которых:

- темп роста продаж по абсолютному значению превосходит 1000%;
- активы меньше нуля;
- общие обязательства (сумма долгосрочных и краткосрочных обязательств) меньше нуля;
- коды ОКВЭД – 96, 97 и 99³;
- есть пропущенные значения по выручке.

В работе для анализа в качестве величины выпуска будет использоваться значение темпа роста выручки фирмы. В работах Gabaix (2011), Castro, Clementi and Lee (2013), Ebeke M. C. H., Eklou K. M. (2017), Gnocatto и Rondinelli (2018) идиосинкратические шоки рассчитываются на основе производительности фирм, а именно TFP. В базе данных СПАРК отсутствуют точные данные по численности занятых. Поэтому аналогично Giovanni et al. (2014), Friberg R., Sanctuary M. (2016), Karasik L., et al. (2016) в анализе использовалась величина выручки.

Все данные были переведены в реальные величины при помощи индексов цен производителей Росстата (для отраслей промышленного производства на уровне трехзначных кодов ОКВЭД), остальные виды деятельности из-за отсутствия данных были преобразованы дефляторами валовой добавленной стоимости (ВДС).

Далее представлены описательные статистики для темпов роста продаж на уровне фирм (Таблица 2). Исходя из этих данных, мы можем сказать, что среднее из индивидуальных темпов роста (6,2%) меньше, чем средний агрегированный темп роста, равный 8,0%. Это означает, что маленькие фирмы растут медленнее крупных. В работах Giovanni et al. (2014) и Friberg (2016) были получены противоположные результаты. Для средней фирмы волатильность ее темпов роста будет равна 0,86. Таблица также содержит информацию о волатильности фирм по квантилям (в качестве размера здесь мы рассматриваем объем

³ В базе СПАРК количество компаний по таким кодам – 341, из них 332 не имеют ни одного значения по выручке за рассматриваемый период. После удаления фирм с пропусками и количеством наблюдений меньше 2 остается одна фирма по коду «96» и пять фирм по коду «99», что недостаточно для корректного расчета среднего значения темпов роста и идиосинкратических шоков.

выручки). Более мелкие фирмы гораздо волатильнее, чем предприятия из верхних квантилей. Однако самые крупные фирмы (топ-100) характеризуются более высокой вариацией, что в итоге может усилить прямой эффект идиосинкратических шоков (см. уравнение (6)).

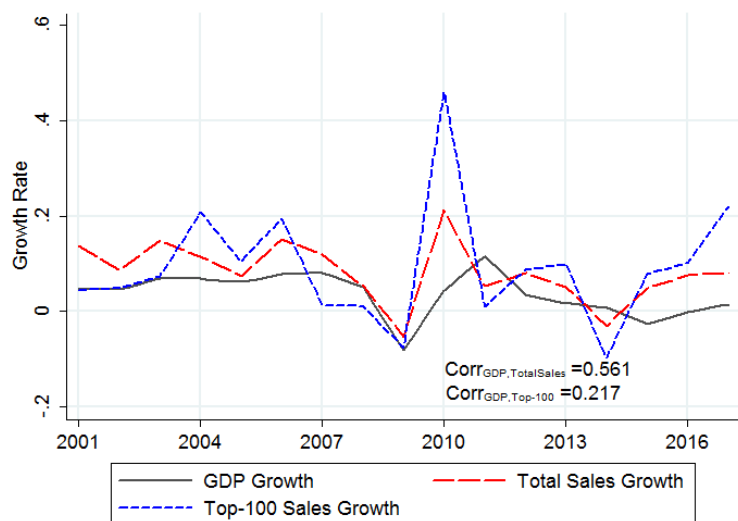
Репрезентативность используемых данных демонстрирует Рисунок 3. Темп роста агрегированного уровня продаж по выборке и темп роста ВВП движутся примерно в одном направлении, и можно сделать вывод, что данные достаточно репрезентативны.

Таблица 2. Описательные статистики

Средний темп роста совокупной выручки	0.0802
Средний темп роста выручки фирмы	0.0624
Стандартное отклонение темпа роста выручки	0.8676
0–25 перцентиль по размеру	1.1484
26–50 перцентиль по размеру	0.7753
51–75 перцентиль по размеру	0.7165
76–100 перцентиль по размеру	0.7259
Топ-100	0.8437
Топ-10	0.8014

Источник: расчеты автора.

Рисунок 3. Темп роста агрегированного уровня продаж, роста продаж топ-100 фирм и ВВП

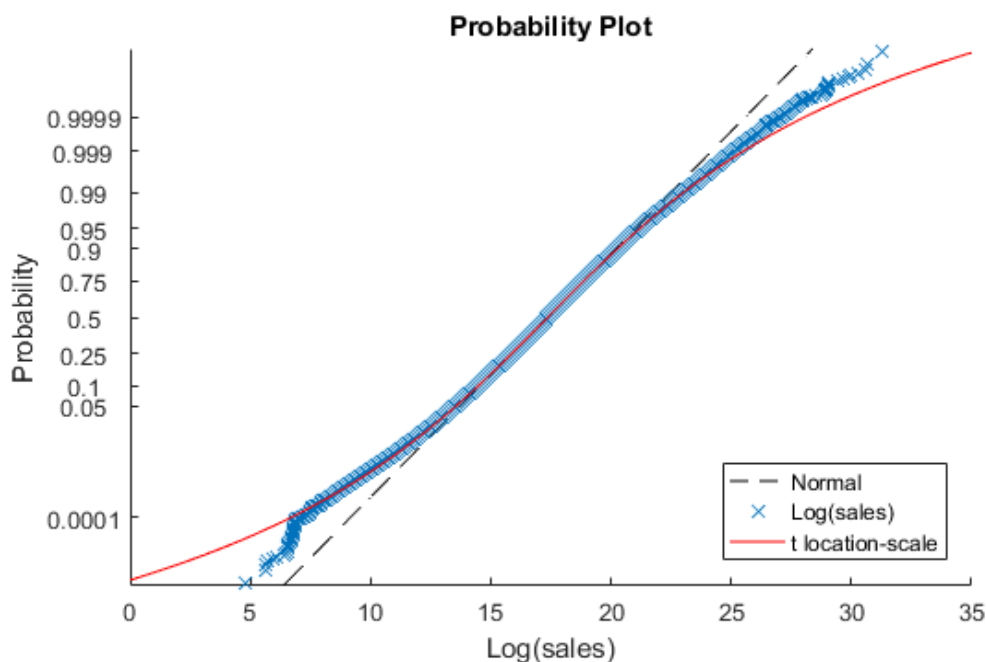


Источники: расчеты автора, Росстат.

Для дальнейшего анализа в первую очередь необходимо проверить главную предпосылку, на которой базируется подход Gabaix (2011), что данные по размеру фирм характеризуются не нормальным распределением, а распределением с тяжелыми хвостами, то есть степенным распределением (power-law distribution). Если распределение размеров российских фирм по объему выручки имеет тяжелые хвосты, то это дает основания полагать, что для российской экономики идиосинкратические шоки могут быть драйверами

волатильности макропоказателей. Рисунок 4 иллюстрирует распределение переменной логарифма выручки фирм из исследуемой выборки. Мы видим, что хвосты распределения (как правый, так и левый) значительно отличаются от графика нормального распределения.

Рисунок 4. Распределение российских фирм по объему выручки и нормальное распределение



Источник: расчеты автора.

Далее мы формально протестируем наши данные на соответствие степенному распределению, о котором говорит Gabaix (2011) в своей статье. Степенной закон предполагает, что присутствует значительное количество очень маленьких событий и крайне маленькое число очень крупных. Кроме того, такое распределение характеризует экспоненциальную связь между размером события и частотой его появления. Формально переменная X подчиняется степенному распределению, если функция распределения удовлетворяет следующему:

$$P(X \geq x) \simeq kx^{-\zeta} \quad (8).$$

Частный пример степенного распределения – это закон Ципфа (Zipf's Law), когда ζ (экспонента степенного распределения) близка к единице. Данный закон говорит о том, что размер фирмы будет обратно пропорционален ее рангу, где под рангом мы понимаем порядковый номер фирмы при ранжировании выборки по размеру выручки. Математически закон Ципфа можно записать следующим образом:

$$rank = N \cdot P(X \geq x) = Nkx^{-\zeta} \quad (9).$$

Прологарифмировав предыдущее уравнение, мы получим:

$$\ln rank = K - \zeta \ln x \quad (10).$$

Для вывода о степенном распределении, необходимо оценить параметр ζ . Gabaix (2011) в своей статье доказывает, что при таком распределении $1 \leq \zeta < 2$. В статье Gabaix and Ibragimov (2011) показано преобразование, которое позволяет простыми методами, таким как например метод наименьших квадратов, оценить данный параметр. Используется следующая модификация:

$$\ln(rank - \frac{1}{2}) = \alpha - \zeta \ln x + \varepsilon \quad (11).$$

Далее приводятся оценки экспоненты степенного распределения для 1000 крупнейших фирм по величине выручки согласно уравнению выше, где x – объем реальной выручки для фирмы i .

Таблица 3. Оценки параметра экспоненты степенного распределения для 1000 крупнейших фирм России по величине выручки

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Coefficient ζ	0.94	1.02	1.05	1.04	1.06	0.72	0.65	1.05	1.04
s.e.	0.04	0.05	0.04	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.05
R^2	0.84	0.82	0.85	0.83	0.85	0.61	0.52	0.85	0.80
	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Coefficient ζ	0.82	0.94	0.95	1.09	1.02	0.83	1.06	0.81	0.98
s.e.	0.06	0.05	0.05	0.03	0.05	0.06	0.03	0.07	0.05
R^2	0.66	0.75	0.80	0.93	0.88	0.65	0.92	0.56	0.79

Источник: расчеты автора.

Как показывают результаты, для большинства лет оценка параметра ζ больше 1, откуда следует, что наша гипотеза о том, что данные по российским фирмам о величине выручки подчиняются степенному распределению. Это дает нам основания полагать, что гранулярная гипотеза должна подтвердиться.

4. Эмпирические результаты

4.1 Результаты модели

4.1.1 Проверка гранулярной гипотезы по методологии Gabaix (2011)

В этом разделе представлены результаты оценки влияния идиосинкратических шоков на волатильность совокупного выпуска (ВВП), полученные с использованием метода идентификации из Gabaix (2011). Используя уравнение (1), мы нашли идиосинкратические шоки как отклонение фактического темпа роста фирмы от общего шока выпуска. В качестве общего шока в работе рассматривались две переменные: средний темп роста выпуска в год t и средний темп роста в год t для отрасли s . Как и в статье Gabaix (2011), гранулярный остаток (уравнение (2)) рассчитывался по всем компаниям и по топ-100 компаний. Условные обозначения приведены ниже (Таблица 4). Отрасли в данном случае определялись по двузначному коду ОКВЭД. Также надо отметить, что полученный ряд гранулярных шоков и ряд темпов роста ВВП стационарны, а это позволяет нам оценивать модель регрессии, приведенную ниже.

Таблица 5 содержит результаты оценки влияния гранулярного шока, рассчитанного различными способами, на темп роста ВВП:

$$GDP_growth_t = \beta_0 + \beta_1 \Gamma_t + u_t \quad (12).$$

Коэффициент детерминации R^2 данного уравнения регрессии показывает долю вариации темпа роста ВВП, которую могут объяснить гранулярные шоки.

Таблица 4. Варианты расчета гранулярных остатков

	Фирмы для расчета гранулярных остатков (K)	Общий шок для фирм (δ_t)
G1	Вся выборка	Средний темп роста по годам
G2	Вся выборка	Средний темп роста по годам и отраслям
G3	Топ-100 для каждого года по продажам t-1	Средний темп роста по годам
G4	Топ-100 для каждого года по продажам t-1	Средний темп роста по годам и отраслям
G5	Вся выборка	Средний темп роста по годам и отраслям
G6	Топ-100 в каждом году и в каждой отрасли по продажам t-1	Средний темп роста по годам и отраслям
G7	Топ-100 в каждом году и в каждой отрасли по продажам t-1	Средний темп роста по годам и отраслям по топ-100

Таблица 5. Результаты модели объяснения вариации ВВП гранулярными остатками

Зависимая переменная: темп роста реального ВВП								
	G1	G1	G2	G2	G3	G3	G4	G4
Γ_t	-0.202* (0.114)	-0.176 (0.119)	-0.160 (0.102)	-0.128 (0.107)	-0.303 (0.178)	-0.423** (0.173)	-0.169 (0.155)	-0.220 (0.166)
Γ_{t-1}		-0.122 (0.159)		-0.150 (0.183)		-0.353 (0.224)		-0.209 (0.288)
_cons	0.014 (0.018)	-0.004 (0.026)	0.014 (0.020)	-0.012 (0.035)	0.028** (0.013)	0.001 (0.018)	0.030* (0.015)	0.007 (0.030)
N	18	17	18	17	18	17	18	17
R ²	0.165	0.220	0.133	0.176	0.154	0.323	0.069	0.115
R ² _{adj}	0.113	0.109	0.078	0.058	0.101	0.227	0.011	-0.011

Стандартные ошибки – в скобках.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Источник: расчеты автора.

Результаты, полученные на данном шаге, не показывают высокой статистической значимости и не демонстрируют положительной корреляции, как было получено авторами в других статьях. Российские макроэкономические данные и данные по фирмам не имеют длинного временного ряда в отличие от других стран. Кроме того, в рассматриваемый промежуток времени попадают точки кризиса 2009 года. Действительно, при добавлении фиктивной переменной на 2009 г. оценки меняются, коэффициенты при гранулярных шоках становятся незначимыми, R^2 значительно вырастает, а фиктивная переменная статистически значима на 1%-ном уровне. Результаты приведены в Приложении (Таблица 9). Также надо отметить, что в исследовании Gabaix (2011) проводилась довольно серьезная работа по очистке данных. В частности, из выборки полностью удалялись весь нефтегазовый сектор, отрасль энергетики и финансовый сектор. По нашему мнению, проводя анализ на основе российских данных, убирать из анализа нефтегазовые фирмы не следует, так как данный сектор составляет значимую долю деловой активности в России. Приведенная выше модель оценивалась с включением дополнительных лагов зависимой переменной в уравнение (авторегрессионная модель), но они оказались незначимы.

Также была оценена аналогичная модель, где зависимой переменной выступает ВДС в фиксированных ценах по видам экономической деятельности, а в качестве гранулярного шока Γ_{jt} – сумма идиосинкратических шоков фирм из уравнения (1) не по всей экономике, а по отраслям:

$$VAD_growth_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \Gamma_{jt} + u_{jt} \quad (13).$$

Таблица 6. Результаты модели объяснения вариации отраслевой ВДС гранулярными остатками

Зависимая переменная: темп роста реальной ВДС			
	G5	G6	G7
Γ_{jt}	-0.036 (0.041)	-0.474 (0.763)	-0.767 (1.083)
_cons	0.043*** (0.010)	0.048*** (0.008)	0.049*** (0.007)
N	728	728	728
R ²	0.001	0.001	0.001
R ² _{adj}	-0.001	-0.001	-0.001

Стандартные ошибки в скобках
* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Источник: расчеты автора.

Временной промежуток здесь короче – с 2004 по 2017 год. Оценивалось уравнение при помощи метода наименьших квадратов. Результаты представлены выше (Таблица 6). Агрегирование гранулярности по отраслям не показало значимых результатов. Динамика ВДС по видам экономической деятельности не объясняется гранулярным шоком российских компаний. Возможно, это связано со спецификой наблюдения показателя ВДС и его сопоставлением с динамикой объемов продаж фирм.

4.1.2. Оценка вкладов идиосинкратической компоненты в агрегированную волатильность

Преыдушие результаты не дали конкретного ответа на вопрос о гранулярности российской экономики. В следующей итерации построим идиосинкратические шоки, используя несколько другую идентификацию, которую применили в Giovanni et al. (2014). Далее будем анализировать декомпозицию выручки согласно уравнению (1). Индивидуальный темп роста фирм представляем в виде суммы двух компонент: идиосинкратической и макроотраслевой.

Идиосинкратическая составляющая была рассчитана двумя способами:

- 1) отклонение индивидуального темпа роста фирмы от среднего темпа роста по отрасли за каждый год (простая модель);
- 2) часть темпа роста, которая не объясняется факторами, зависящими от характеристик фирмы (модель с контрольными переменными).

В качестве контрольных переменных были взяты:

- размер (фиктивные переменные по квартилям величины активов);
- возраст (фиктивная переменная равна 1, если возраст больше 5 лет; или равна 0 в другом случае);

- долговая нагрузка (фиктивная переменная по квартилям величины отношения суммы обязательств к выручке).

Идиосинкратические шоки, используемые в моделях, рассчитывались:

- 1) по всем компаниям, вошедшим в выборку;
- 2) по топ-100 (для каждого года выбирается 100 крупнейших фирм по уровню продаж прошлого года среди компаний, существующих на рынке более 5 лет). Уникальных компаний получилось 290.

Таблица 7 показывает описательные статистики для фактического темпа роста выручки на уровне фирм и полученных компонент в результате декомпозиции. Обратим внимание на последнюю колонку в таблице, где представлены значения корреляции каждой компоненты с темпом роста. Высокие значения корреляции (0.98, 0.99, 0.80 соответственно) говорят о том, что на микроуровне вариация темпов роста продаж по большей части объясняется идиосинкратической компонентой, чем макроотраслевыми шоками. Стандартное отклонение идиосинкратических шоков практически совпадает со стандартным отклонением темпов роста продаж. В то же время макроотраслевая компонента гораздо менее волатильна. Отсюда можем сделать следующий вывод: фирма сильнее подвержена идиосинкратическим шокам, что согласуется с работами по другим странам (Haltiwanger (1997), Castro, Clementi and Lee (2013), Giovanni et al. (2014).

Однако высокая корреляция между идиосинкратической компонентой и фактическим темпом роста еще не говорит о гранулярности экономики и о том, что идиосинкратические шоки будут объяснять волатильность показателей на агрегированном уровне. Для этого необходимо учитывать размер фирм, то есть используя данные о весах нужно привести найденные компоненты в агрегированный вид (уравнение (4)).

Таблица 7. Описательные статистики и корреляции шоков

Вся выборка (простая модель)				
	Кол-во наблюдений	Среднее	Станд. отклонение	Корреляция
Фактический	1 279 017	0.0548	0.8202	1.0000
Идиосинкратический	1 279 017	-0.0085	0.8059	0.9829
Макроотраслевой	1059	0.0635	0.1513	0.1854
Топ-100 компаний				
	Кол-во наблюдений	Среднее	Станд. отклонение	Корреляция
Фактический	1 800	-0.0358	0.5320	1.0000
Идиосинкратический	1 800	-0.1018	0.5107	0.8028
Макроотраслевой	317	0.0660	0.3280	0.3720

Источник: расчеты автора.

После агрегирования была рассчитана вариация каждой компоненты согласно уравнению (5). Таблица 8 и Рисунок 5 содержат главные результаты анализа данной декомпозиции. Рисунок 5 показывает оценки волатильности совокупного выпуска по фирмам σ_{Y_t} и оценки волатильности его компонент: идиосинкратического σ_{F_t} и макроотраслевого σ_{I_t} шока для всей выборки (серые графики), для топ-100 фирм (красные графики) и для всей выборки, но с использованием контрольных переменных (голубые графики). На графиках также показаны 95%-ные доверительные интервалы для оцененной вариации, которые оценивались как аналитически, так и методом бутстрап. Таблица 8 показывает средние значения оценок стандартных отклонений (σ_{Y_t} , σ_{F_t} , σ_{I_t}) и соответствующие значения относительных стандартных отклонений (уравнение (14)) для всей выборки, для топ-100 фирм и для всей выборки с использованием контрольных переменных:

$$Rel.St.Dev^2 = \frac{\sigma_{F_t}^2}{\sigma_{Y_t}^2} = \frac{Var\left(\sum_{i \in N_j} w_{i,t-1} \varepsilon_{it}\right)}{\sigma_{I_t}^2 + \sigma_{F_t}^2 + COV_t} \quad (14).$$

Таблица 8. Совокупное влияние идиосинкратических шоков на агрегированную волатильность

	Вся выборка		Whole economy (controls)		Топ-100 фирм	
	Станд.откло- нение	Относит. станд.откло- нение	Станд.откло- нение	Относит. станд.откло- нение	Станд.откло- нение	Относит. станд.откло- нение
Фактический	0.1658	1.0000	0.2091	1.0000	0.0684	1.0000
Идиосинкрати- ческий	0.1248	0.7527	0.1382	0.6609	0.0553	0.8085
Макро- отраслевой	0.1035	0.6242	0.2765	1.3223	0.0680	0.9942

Источник: расчеты автора.

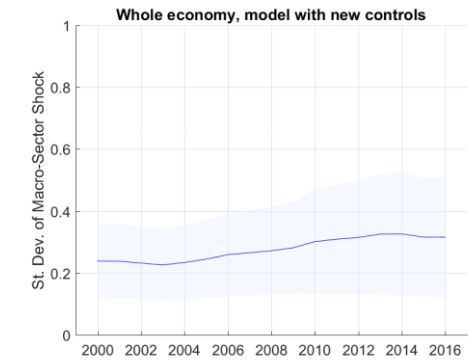
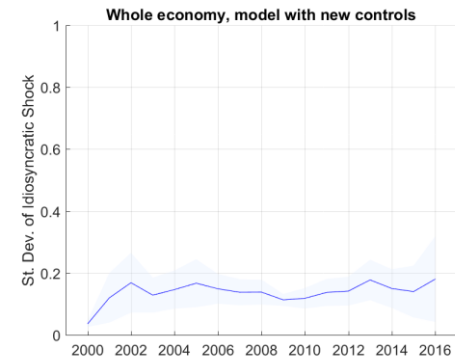
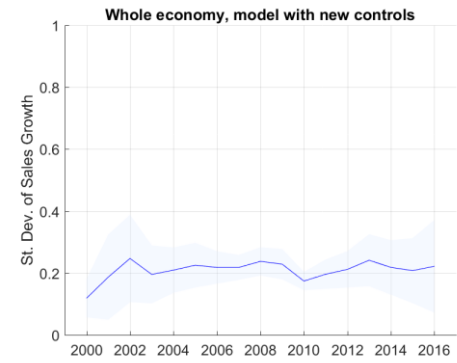
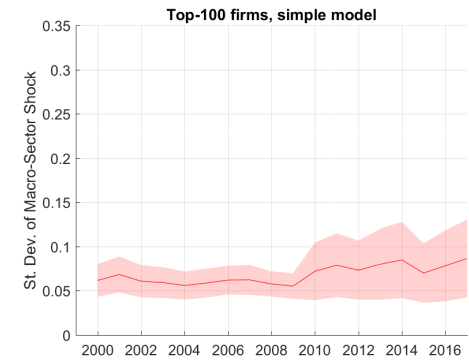
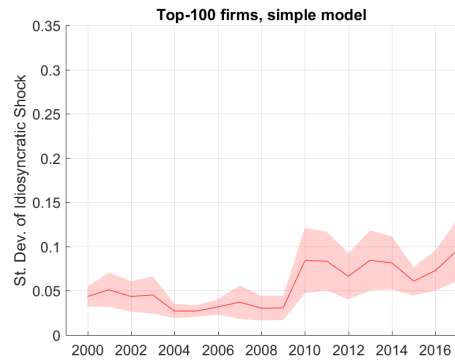
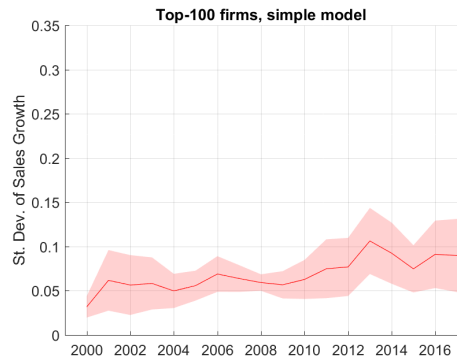
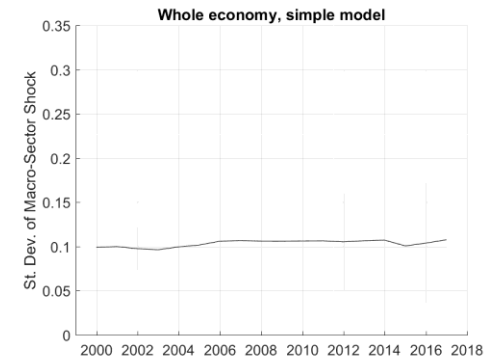
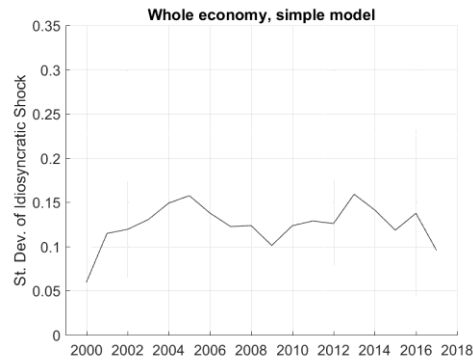
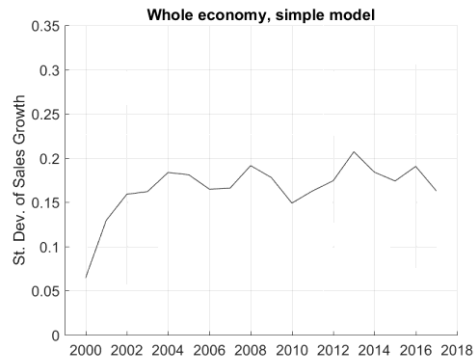
На графиках видно, что поведение стандартного отклонения идиосинкратической компоненты практически повторяет движение стандартного отклонения агрегированного уровня продаж, в то время как макросоставляющая относительно стабильна на протяжении рассматриваемого промежутка времени. Ключевой результат работы Giovanni et al.(2014) состоит в том, что идиосинкратическая компонента имеет значительный вклад в агрегированную волатильность. Подобный результат видим и на российских данных: стандартное отклонение идиосинкратических шоков фирм составляет около 75% от стандартного отклонения агрегированного роста продаж для всей выборки и 80% для топ-100 компаний. Однако для России разница между значениями относительной волатильности идиосинкратических и макроотраслевых шоков не так значительна, как для Франции (Giovanni et al.(2014)). Для 100 крупнейших компаний видим превалирующую роль макроотраслевых шоков, схожие результаты были получены для Швеции (Friberg R., Sanctuary M (2016), для Италии (Gnocato N. et al. (2018)). Почему так может быть? Для крупных фирм макроэкономические шоки могут оказывать более значимое влияние в силу большей диверсификации активов и своей деятельности (валютный курс, цены на нефть и другое).

Рисунок 5. Волатильность агрегированного темпа роста выпуска и его компонент

(а) Агрегированный

(б) Идиосинкратический

(в) Макроотраслевой



Источник: расчеты автора.

Методология идентификации в статье Giovanni et al. (2014) также предлагает метод оценки, каким именно способом идиосинкратические шоки транслируются в волатильность совокупного выпуска. Согласно уравнению (6), была проведена дальнейшая декомпозиция идиосинкратической компоненты на две составляющие: прямой канал (вариация индивидуальных шоков) и эффект связей между фирмами (ковариация шоков между фирмами). **Рисунок 6** показывает декомпозицию вариации идиосинкратической составляющей. Мы видим, что ковариационная компонента объясняет практически всю волатильность идиосинкратической части (около 80% – отношение Link к Firm-specific). Схожие результаты были получены для Италии (Gnocato N. et al. (2018) – около 80%, и для Франции (Giovanni et al. (2014) – порядка 90% приходится на компоненту, отвечающую за ковариацию шоков между фирмами. В работе Foerster et al.(2011) авторы также пришли к выводу, что крупные отрасли хоть и составляют значительную долю, но не играют роли в объяснении волатильности агрегированного индекса промышленного производства. Важная роль остается за ковариациями отраслевых темпов роста.

Рисунок 6. Вклады в идиосинкратическую волатильность



Источник: расчеты автора.

Если в качестве гранулярной составляющей рассматривать только топ-100 крупнейших компаний, то для таких фирм идиосинкратическая волатильность до 2010 г. объяснялась в равной степени двумя механизмами. Однако после 2010 г. эффект связи компаний утратил свою значимость, и идиосинкратика происходит в основном из-за эффекта размера фирм, вошедших в топ-100.

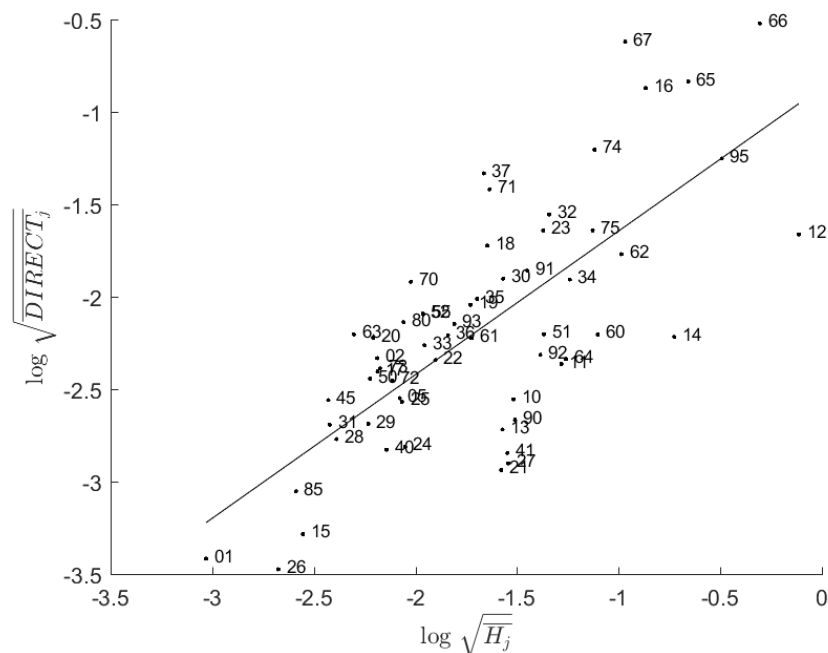
Рассмотрим каждый из эффектов более подробно. Можно предположить, что чем более тяжелые хвосты у распределения фирм по размеру (то есть наличие очень крупных фирм), тем отрасли будут более концентрированы и тем сильнее агрегированная волатильность будет определяться идиосинкратическими шоками. Проверим это, посчитав величину прямого

эффекта для каждой отрасли $DIRECT_{jt} = \sum_{i \in j} w_{i,t-1}^2 Var(\varepsilon_{it})$ и сконструировав показатель концентрации отраслей следующим способом⁴:

$$H_{j,t1} = \sum_{i \in j} \left(\frac{Y_{i,t-1}}{Y_{t-1}} \right)^2 \quad (15).$$

Для каждой отрасли j за каждый год мы рассчитываем индекс концентрации по всем фирмам i из отрасли j . Для построения графика ниже индексы концентрации усреднялись по времени, как и переменная $DIRECT_{jt}$. Рисунок 7 изображает средний показатель концентрации для отраслей (\bar{H}_j) и средний размер прямой волатильности для этих же отраслей (\overline{DIRECT}_j), цифры на графике – коды отраслей по ОКВЭД. График показывает, что между данными переменными существует значимая положительная корреляция, что согласуется с гипотезой о гранулярности, сформулированной в статье Gabaix (2011). Таким образом, для российской экономики и корректного понимания динамики бизнес-циклов крайне важно внимание к идиосинкратическим шокам, особенно в высококонцентрированных отраслях.

Рисунок 7. Прямой эффект и индекс концентрации отраслей



Источник: расчеты автора.

Далее протестируем гипотезу о существовании связей между фирмами, которые также могут объяснять перенос идиосинкратических шоков в агрегированную волатильность. Одно

⁴ Индекс концентрации здесь построен как индекс Херфиндала, однако мы не можем его трактовать как индекс Херфиндала в силу того, что для анализа мы используем выборку, а не генеральную совокупность фирм в экономике.

из предположений, которое можно проверить, заключается в том, что выпуск фирм связан через систему затрат. Для этого рассчитаем показатель отраслевых взаимосвязей (*IO coefficient*) аналогично работе Gnocato N. et al. (2018) на основе затрат и посмотрим на зависимость этого параметра и значения компоненты *Link* из уравнения (6) для каждой пары отраслей:

$$\overline{IO}_{rs} = \frac{1}{2}((1 - \lambda_r)\rho_{rs} + (1 - \lambda_s)\rho_{sr}) \quad (16),$$

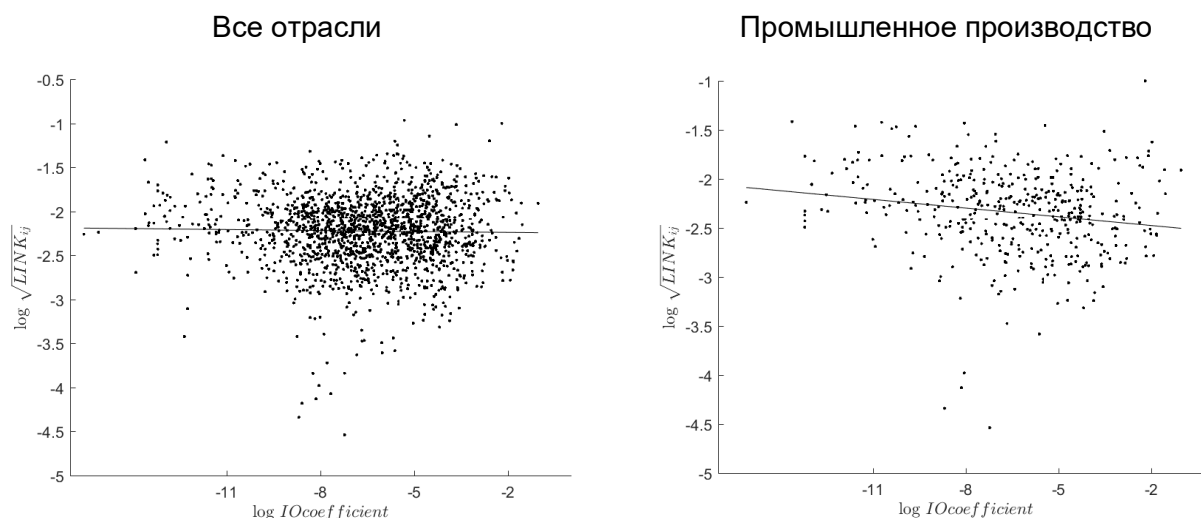
где λ_r – доля добавленной стоимости в валовом выпуске сектора r ;

ρ_{rs} – доля затрат (отечественных) из сектора s в промежуточном потреблении сектора r и наоборот.

Данные для расчета этого показателя были взяты из таблиц «затраты-выпуск» Росстата (усредненные за 2012-2015 гг.).

Рисунок 8 показывает связь между величиной связанности отраслей и средним значением ковариационной части идиосинкратической компоненты для всей экономики и для отраслей промышленного производства. На уровне всей экономики в данных не прослеживается какой-либо связи, для компаний промышленного производства видим слабую отрицательную корреляцию (-0.17). Здесь нужно отметить, что на графике изображены логарифмированные значения показателей, следовательно, в рассчитанном коэффициенте отраслевых взаимосвязей нет нулей и нет отрицательных значений ковариации. Отрицательные числа в данном случае – это эффект замещения среди конкурирующих фирм. В случае наличия нулей предложенная гипотеза не может объяснить взаимодействие отраслей, когда данный коэффициент взаимодействия равен нулю.

Рисунок 8. Волатильность ковариационной компоненты и показатель отраслевой взаимосвязи



Источник: расчеты автора.

Рассмотрение межотраслевой структуры затрат не дало нам однозначного ответа о природе взаимосвязей между фирмами, поэтому необходим дальнейший анализ. Можно предположить, что связь между отраслями происходит по другим причинам, например вследствие шоков на рынке труда. В работе Gnocato N. et al. (2018) проверяется связь между показателем связанности рынков труда и значением $Link$ и авторы находят положительную корреляцию. В данной работе также проверим аналогичную гипотезу, используя данные Росстата по среднесписочной численности работников за период 2009–2016 годов.

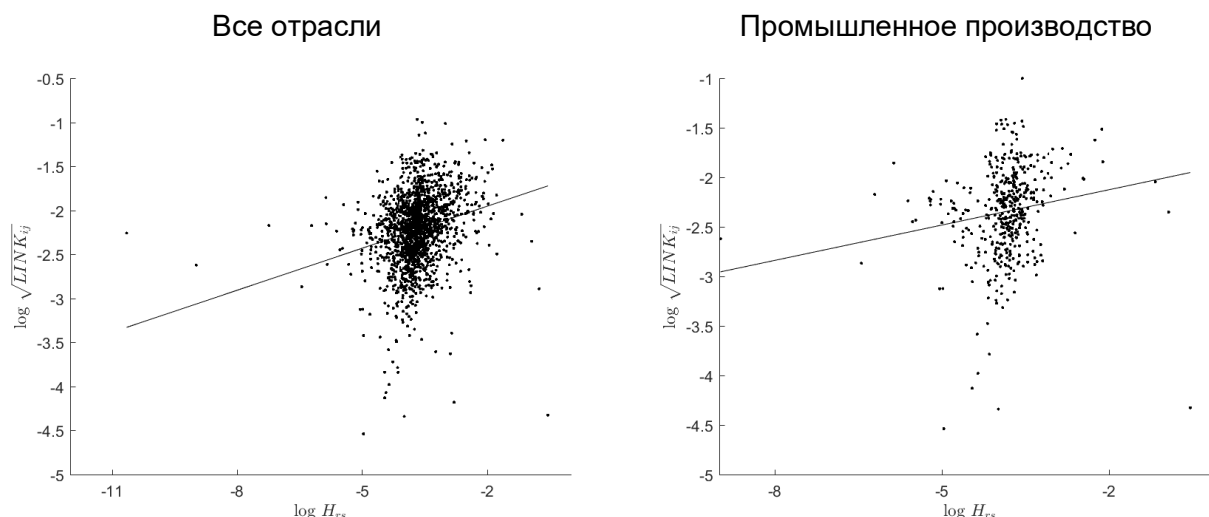
Для данного анализа построим индекс концентрации экономической активности среди регионов России как прокси для измерения взаимосвязей на рынке труда между отраслями (Gnocato N. et al. (2018):

$$H_{rs} = \sum_{p=1}^P z_p^2 = \sum_{p=1}^P \frac{(\sum_{i \in r \cap p} L_i)(\sum_{i \in s \cap p} L_i)}{(\sum_{i \in r} L_i)(\sum_{i \in s} L_i)} \quad (17),$$

где L_i – количество работников в фирме i , p – индекс региона, r и s – индексы отраслей.

Рисунок 9 показывает корреляцию между средним значением компоненты $Link$ и рассчитанным показателем концентрации рынка труда между отраслями для всей экономики и для отраслей промышленного производства. Соответствующие значения коэффициента корреляции равны 0.24 и 0.16.

Рисунок 9. Волатильность ковариационной компоненты и показатель концентрации на рынке труда



Источник: расчеты автора.

Обобщая результаты данного раздела, можно сказать, что идиосинкратические шоки оказывают значимое влияние на агрегированную волатильность по большей части через связь шоков между фирмами. Что значит для проведения политики понимание того, что экономика России в достаточной степени характеризуется гранулярностью и, кроме этого, играют ли особую роль в трансляции индивидуальных шоков в волатильность макропоказателей связи

между фирмами? В первую очередь, подтверждение гипотезы о гранулярности может свидетельствовать о том, что оценка и анализ эффектов проводимой политики должны в какой-то степени учитывать наличие в российской экономике компаний, оказывающих эффект на волатильность агрегированных показателей. Использование средних величин или макропеременных в данном случае может быть не совсем корректным. Даже если отрасли характеризуются практически равным средним уровнем, к примеру производительности, распределение фирм внутри отраслей может кардинально отличаться в силу как раз таки гранулярности. Как результат этого, одинаковые меры макрополитики в итоге могут привести к разным последствиям, что, например, показывают в своей работе Ауягари et al (2018). Кроме того, гранулярность указывает на гетерогенность фирм и эффект связей, что может создавать дополнительный канал влияния политики на совокупную динамику производства и производительности и, как следствие, на уровень конкурентоспособности. Нужно понимать, что в случае, если экономике характерна гранулярность, неэффективное распределение ресурсов (труда, капитала) будет сильнее тормозить рост экономики и повышение производительности.

4.2 Применение информации о гранулярности для построения альтернативного индекса промышленного производства

Результаты рассмотренного выше анализа позволяют выделять идиосинкратическую составляющую в макроэкономических рядах. Выявление таких рядов поможет анализировать краткосрочную динамику производства с точки зрения наиболее стабильных компонент, убирая влияние каких-то единичных шоков отдельно взятых фирм или статистических ошибок. Также можно понимать, что стоит за тем или иным колебанием: смена тренда или временный шок одной или нескольких фирм.

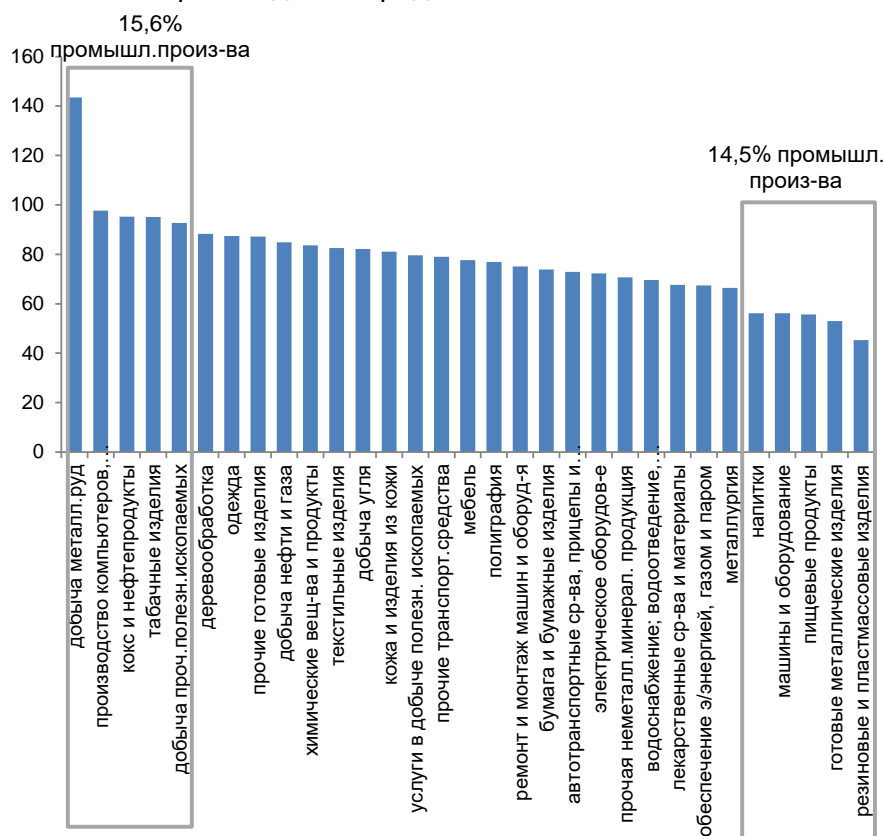
В данной работе мы сделали попытку пересчитать индекс промышленного производства Росстата путем перевзвешивания субиндексов с учетом влияния идиосинкратических шоков на их волатильность. Для этого были использованы значения вариации идиосинкратической компоненты, рассчитанные для отраслей, и соответствующие величины относительной волатильности в общей волатильности темпов роста выпуска. Далее отрасли ранжируются по величине относительной вариации идиосинкратической компоненты. С учетом этого получаем новые веса, уменьшая влияние рядов, наиболее подверженных идиосинкратическим колебаниям.

Для данной части анализа использовались данные Росстата по 30 субиндексам промышленного производства (Раздел С «Добыча полезных ископаемых», Раздел Д «Обрабатывающие производства», Раздел Е «Производство и распределение электроэнергии, газа и воды») за январь 2005 – декабрь 2016 г. (ОКВЭД 2007) и по 31 субиндексу

промпроизводства за январь 2014 – август 2018 г. по классификации ОКВЭД2. Изначальные веса – это структура ВДС за 2010 год. Расчеты за период с 2005 по 2016 г. будут приведены в Приложении, далее будут рассматриваться ряды по классификации ОКВЭД2. Веса будут конструироваться следующими способами:

- 1) веса, обратно пропорциональные величине относительной вариации идиосинкратической компоненты в среднем за период (Индекс 1);
- 2) веса, обратно пропорциональные величине относительной вариации идиосинкратической компоненты за каждый год (Индекс 2);
- 3) удаление 50% наиболее чувствительных рядов согласно ранжированию по относительной вариации идиосинкратической компоненты (Индекс 3);
- 4) удаление 25% наиболее чувствительных рядов согласно ранжированию по относительной вариации идиосинкратической компоненты (Индекс 4);
- 5) агрегирование наиболее стабильных компонент, на которые приходится около 50% выпуска промышленности (Индекс 5).

Рисунок 10. Относительное стандартное отклонение идиосинкратической компоненты для рядов промышленного производства, среднее за 2013–2017 гг., %



Источник: расчеты автора.

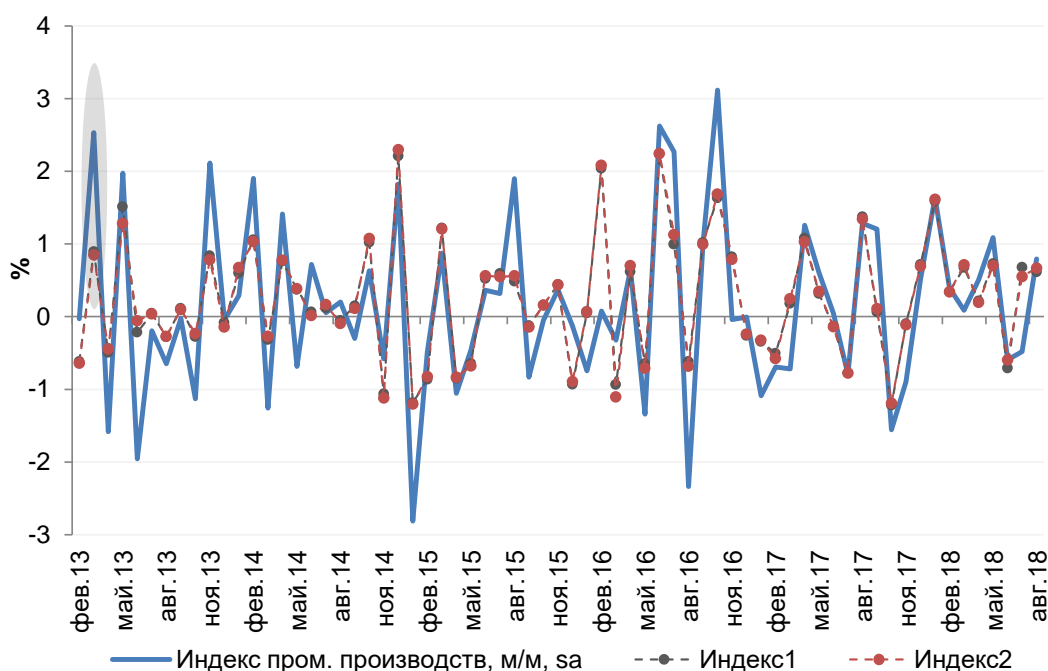
Рисунок 10 показывает отрасли промышленного производства согласно представленной выше сортировке по классификации ОКВЭД2. Наиболее стабильные с точки зрения

идиосинкратических шоков составляют около 14% от всего промышленного производства. Самая волатильная в этом смысле компонента – ряд добычи металлических руд, вариация идиосинкратической компоненты сильно превосходит вариацию фактического темпа роста выручки для данных фирм.

Рисунок 11, Рисунок 12 и Рисунок 13 показывают динамику индекса промышленного производства Росстата с устранением сезонности в месячных приростах, а также набор индексов, рассчитанных в соответствии с приведенными выше весами. Численные показатели волатильности говорят, что сконструированные нами индексы имеют меньшее значение стандартного отклонения в сравнении с соответствующим значением для ряда индексов промышленного производства. Мы видим, что в отдельные точки за рассматриваемый период сконструированные нами индексы совпадают с фактическим значением индекса промпроизводства Росстата, в другие же месяцы между значениями показателей наблюдаются значительные расхождения. Предполагаем, что в первом случае идиосинкратические шоки не имели места быть, а в случае существенных отклонений – идиосинкратические шоки оказали значимое влияние и их эффект был сглажен.

Для иллюстрации работы индекса рассмотрим несколько точек, в которых наблюдается значительное расхождение между индексом промышленного производства Росстата и сконструированными индексами: март 2013 г. (Рисунок 11), август 2016 г. (Рисунок 12) и июнь 2018 г. (Рисунок 13).

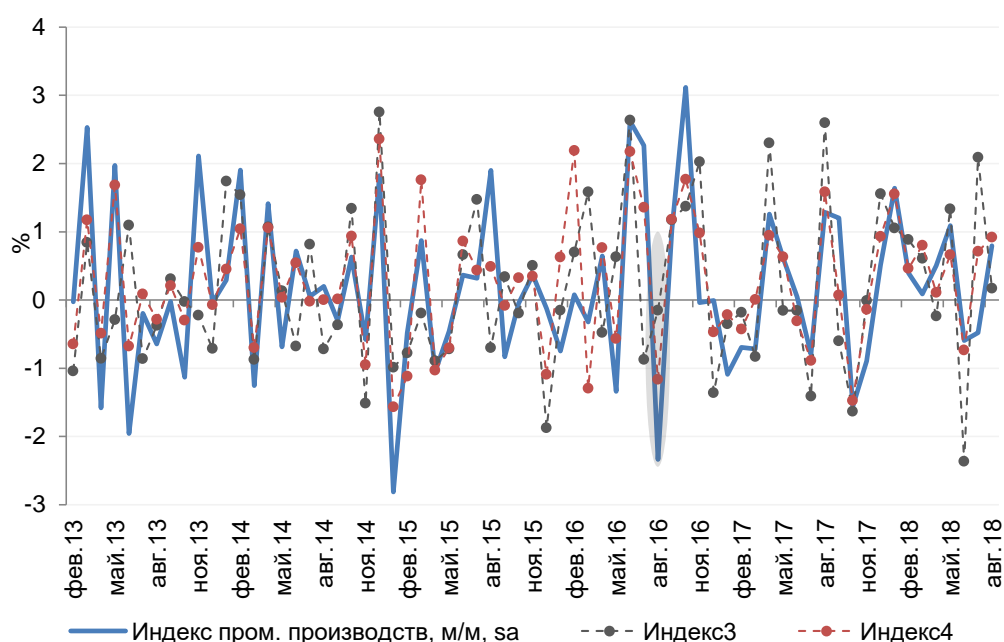
Рисунок 11. Динамика индекса промышленного производства, Индекс 1 и Индекс 2



Источник: расчеты автора.

В марте 2013 г. фактическое значение индекса промышленного производства показало прирост 2,53% относительно предыдущего месяца после исключения сезонной компоненты, однако индексы 1 и 2 показали заметно меньшие по величине приросты – +0,90% и +0,85% соответственно (Рисунок 11). В рассматриваемый месяц предлагаемый нами метод значительно снизил положительные вклады отраслей добычи сырой нефти и газа, добычи металлических руд и производства кокса и нефтепродуктов, на долю которых приходится значимая доля в структуре ВДС (37,6%). В данном месяце произошел ряд событий, затронувший отдельные компании данных отраслей (в том числе крупнейшие), в частности – сделка по покупке Роснефтью 100% акций компании «ТНК-ВР» и заключение этой же компанией кредитного соглашения с Банком развития Китая на увеличение поставок нефти в Китай. С другой стороны, следующие по величине доли в ВДС отрасли (производство пищевых продуктов, металлургия и производство готовых металлических изделий, обеспечение электроэнергией, газом и паром – 28%) оказались наиболее устойчивы к идиосинкратике и продемонстрировали значительные приросты в производстве. Перевзвешивание еще больше усилило их положительные вклады в динамику промышленного производства в марте 2013 года.

Рисунок 12. Динамика индекса промышленного производства, Индекс 3 и Индекс 4



Источник: расчеты автора.

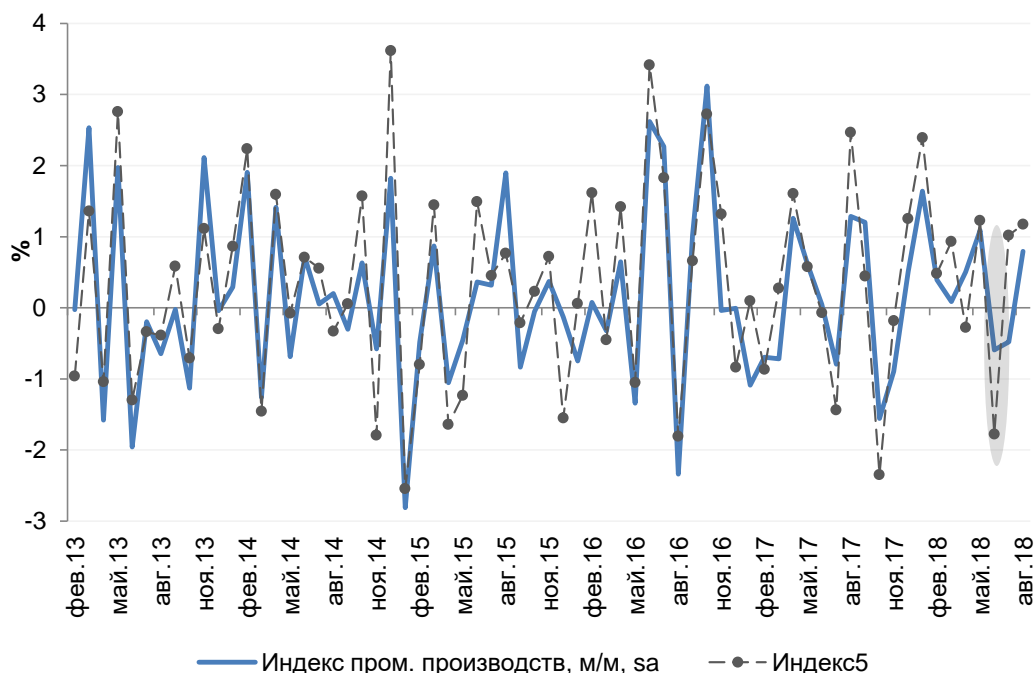
Фактическое значение прироста индекса промышленного производства с учетом сезонной корректировки в августе 2016 г. составило -2,3% м/м, тогда как Индекс 3 и Индекс 4 не показали такого драматического падения: -0,15 и -1,16% относительно предыдущего месяца соответственно (рис. 12). В данном месяце наибольший негативный вклад (с учетом

веса в ВДС в динамику промпроизводства) пришелся на производство прочих транспортных средств. Данная отрасль является достаточно неоднородной с точки зрения характера конечных потребителей, которая включает в себя производство уникальных видов продукции, характеризующихся существенно отличающимися уровнями капиталоемкости и длительности производственного цикла (например, производство судов, железнодорожных локомотивов или летательных аппаратов по сравнению с производством мотоциклов и велосипедов). Также отрасль характеризуется одной из самых высоких долей продукции военного назначения. Данные факты обуславливают наблюдаемую волатильность индекса производства прочих транспортных средств. С этой точки зрения краткосрочные колебания не несут в себе признаков спада или оживления в экономике. Индекс 3 и Индекс 4 строятся путем удаления самых волатильных рядов (50 и 25% компонент соответственно) с точки зрения идиосинкратической компоненты из агрегированного индекса. Согласно результатам модели, производство прочих транспортных средств входит в число 50% самых волатильных в данном определении компонент. Таким образом, в месяце, когда основное падение пришлось на прочие транспортные средства, наша процедура скорректировала индекс должным образом, устранив влияние предположительно краткосрочного колебания производства прочих транспортных средств.

В июне 2018 г. индекс промышленного производства сократился на 0,59% относительно предыдущего месяца (Рисунок 13) после устранения сезонного и календарного эффекта. Основной причиной наблюдаемого снижения производства, по мнению ДИП, стало резкое снижение металлургического производства из-за падения выпуска по разделу «Производство основных драгоценных металлов и прочих цветных металлов, производство ядерного топлива». В расчет Индекса 5 как раз и входят данные по металлургической отрасли как одной из крупнейших и наиболее стабильных на оцениваемом временном промежутке. В металлургической отрасли в нашей выборке присутствуют и компании, занимающиеся производством цветных и ядерных металлов. Таким образом, в июне 2018 г. процедура расчета Индекса 5 усилила негативный вклад индекса металлургического производства (при этом мы понимаем, что стоит за этим спадом). Вероятно, на следующем этапе анализа следует сделать более детальную разбивку по отраслям, так как мы видим, что в секторах присутствуют более специфические виды деятельности.

Такого рода анализ позволяет более детально оценить динамику промышленного производства, понять причины тех или иных колебаний. В результате мы можем предполагать, наблюдаем ли мы смену тренда в производстве каких-либо отраслей или шок является временным. В свою очередь, правильное понимание динамики бизнес-цикла важно для оценки эффектов проводимой политики.

Рисунок 13. Динамика индекса промышленного производства и Индекса 5⁵

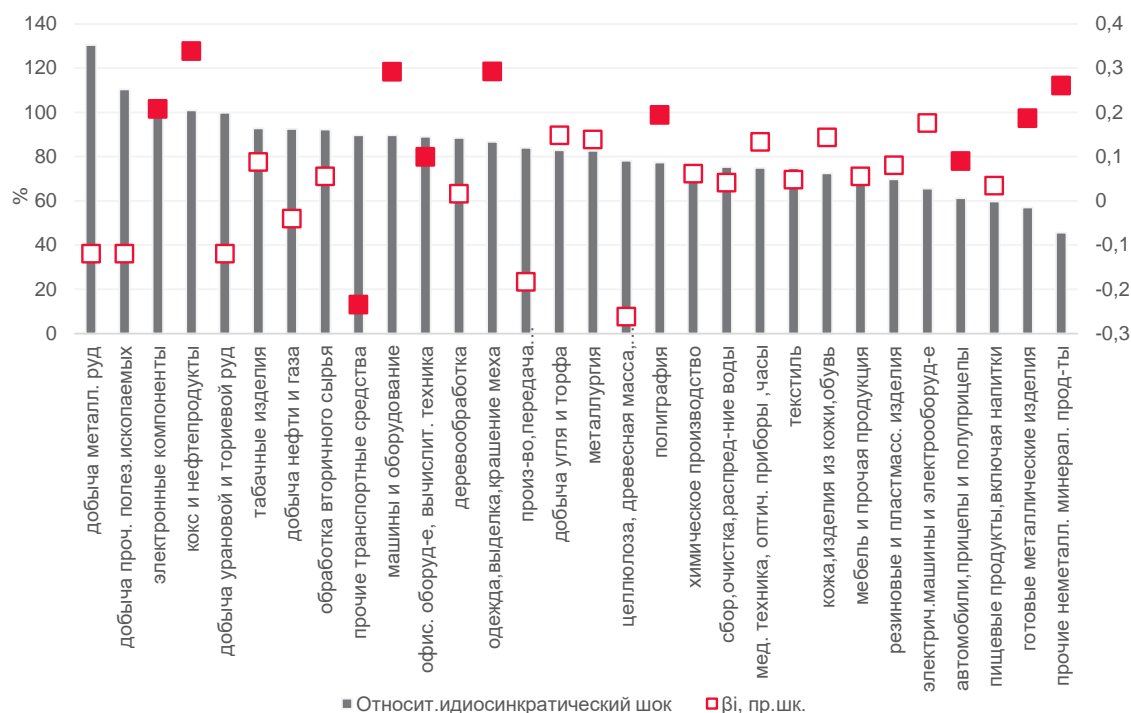


Источник: расчеты автора.

В продолжение проведенного анализа и исследования полезно также понять, как с точки зрения шоков спроса и предложения можно трактовать полученные идиосинкратические шоки, так как с позиции регулятора может быть важным понимание того, какой из этих двух шоков доминирует. Для этого была произведена оценка цикличности отраслей, которые в результате сопоставлялись с мерой подверженности секторов экономики идиосинкратическим шокам, с целью понять, насколько за идиосинкратикой могут стоять шоки предложения. Мера цикличности была оценена при помощи следующего подхода:

$$\Delta VAD_{it} = \alpha_i + \beta_i \Delta GDP_t + \varepsilon_{it} \quad (18).$$

⁵ Включает услуги в добыче полезных ископаемых, производство пищевых продуктов, напитков, бумаги и бумажных изделий, полиграфию, производство лекарственных средств и материалов, резиновых и пластмассовых изделий, прочих неметаллических минеральных продуктов, металлургию, производство готовых металлических изделий, электрического оборудования, машин и оборудования, автотранспортных средств, прицепов и полуприцепов, прочих транспортных средств, мебель, ремонт и монтаж машин и оборудования, обеспечение электроэнергией, газом и паром, водоснабжение, водоотведение, сбор и утилизацию отходов.

Рисунок 14. Относительное стандартное отклонение идиосинкратической компоненты и мера цикличности для отраслей промышленного производства, среднее за 2014–2017 гг.

Источник: *расчеты автора.*

Коэффициент β_i в данном уравнении будет отражать степень цикличности отрасли i , то есть если коэффициент значим, то отрасль считается циклической. Оценки производились по данным ВДС для отраслей для периода с 2004 по 2017 г. по классификации ОКВЭД. Для большинства отраслей российской экономики полученные коэффициенты β_i оказались статистически незначимы. В частности, для промышленности значимость на 10%-ном уровне наблюдается только для 10 отраслей из 30. Нужно сказать, что сложно сделать вывод о состоятельности данных оценок, так как оценка производилась всего по 14 точкам.

На Рисунок 14 изображены оцененные параметры β_i (закрашенные точки значимы на 10%) и значения относительной величины идиосинкратического шока для отрасли (аналогичная мера – как на рисунке 10, но по классификации ОКВЭД). На данном этапе нельзя сказать, что между данными переменными прослеживается какая-либо связь. Впоследствии в продолжение данной работы будет сконструирован несколько другой метод идентификации идиосинкратических шоков, что позволит более детально понимать полученные шоки с точки зрения спроса и предложения.

5. Заключение

Используя микроданные по выручке российских компаний за период с 1999 по 2017 г. и базируясь на методологии Gabaix (2011) и Giovanni et al.(2014), мы исследовали вопрос

гранулярности российской экономики, а именно пытались ответить на вопрос, оказывают ли влияние шоки отдельных фирм на волатильность макропоказателей, таких как ВВП или индекс промышленного производства. Согласно классической макроэкономической теории, такие шоки должны «гасить» друг друга в совокупности, однако Gabaix (2011) показал, что шоки крупных фирм не агрегируются, объясняя значительную долю макроэкономической волатильности. С другой стороны, шоки отдельных фирм могут транслироваться через взаимосвязи между компаниями на агрегированный уровень (Giovanni et al.(2014)).

Данная работа показала, что на микроуровне волатильность выпуска фирм в большей степени объясняется идиосинкратической компонентой, чем макроэкономическими или отраслевыми шоками. На агрегированном уровне мы также увидели, что в объяснении волатильности преобладающую роль играют идиосинкратические шоки, но для 100 крупнейших компаний в объяснении доминируют макроэкономические колебания. Выявленные идиосинкратические шоки практически полностью объясняются ковариацией шоков фирм между собой, то есть наличие связей между компаниями может сильнее распространять микроэкономические шоки на уровне отдельных фирм далее на всю деловую активность в экономике.

Подтверждение гипотезы о гранулярности российской экономики, вероятно, должно оказать влияние на подход к оценке эффектов проводимой политики в силу ряда причин. Во-первых, использование средних величин для анализа в данном случае не будет корректным, в особенности во времена кризисов, когда шоки отдельных фирм могут нетривиальным образом сказываться на общей динамике деловой активности. Во-вторых, гетерогенность фирм из-за гранулярности создает дополнительный канал влияния на совокупную динамику производства и производительности, из-за чего неэффективное распределение ресурсов будет сильнее тормозить рост экономики и повышение производительности. Полученные результаты, которые выявили сложные структурные взаимосвязи между фирмами и важность идиосинкратических гранулярных шоков, повышают необходимость уделять больше внимания отраслевой политике как важной составляющей традиционной политики поддержки спроса.

Литература

1. Acemoglu D. et al. The network origins of aggregate fluctuations // *Econometrica*. – 2012. – Т. 80. – № 5. – С. 1977–2016.
2. Atalay E. How important are sectoral shocks? // *American Economic Journal: Macroeconomics*. – 2017. – Т. 9. – № 4. – С. 254–80.
3. Ayyagari M., Beck T., Peria M. M. S. M. The Micro Impact of Macroprudential Policies: Firm-Level Evidence. – International Monetary Fund, 2018.
4. Blanco-Arroyo O. et al. On the determination of the granular size of the economy // *Economics Letters*. – 2018.
5. Castro R., Clementi G. L., Lee Y. Cross sectoral variation in the volatility of plant level idiosyncratic shocks // *The Journal of Industrial Economics*. – 2015. – Т. 63. – № 1. – С. 1–29.
6. Di Giovanni J., Levchenko A. A., Méjean I. Firms, destinations, and aggregate fluctuations // *Econometrica*. – 2014. – Т. 82. – № 4. – С. 1303–1340.
7. Di Giovanni J., Levchenko A. A., Mejean I. Large firms and international business cycle comovement // *American Economic Review*. – 2017. – Т. 107. – № 5. – С. 598–602.
8. Ebeke M. C. H., Eklou K. M. The Granular Origins of Macroeconomic Fluctuations in Europe. – International Monetary Fund, 2017.
9. Foerster A. T., Sarte P. D. G., Watson M. W. Sectoral versus aggregate shocks: A structural factor analysis of industrial production // *Journal of Political Economy*. – 2011. – Т. 119. – № 1. – С. 1–38.
10. Fornaro P., Luomaranta H. Aggregate fluctuations and the effect of large corporations: Evidence from Finnish monthly data // *Economic Modelling*. – 2018. – Т. 70. – С. 245–258.
11. Friberg R., Sanctuary M. The contribution of firm-level shocks to aggregate fluctuations: The case of Sweden // *Economics Letters*. – 2016. – Т. 147. – С. 8–11.
12. Gabaix X. The granular origins of aggregate fluctuations // *Econometrica*. – 2011. – Т. 79. – № 3. – С. 733–772.
13. Gabaix X., Ibragimov R. Rank-1/2: a simple way to improve the OLS estimation of tail exponents // *Journal of Business & Economic Statistics*. – 2011. – Т. 29. – № 1. – С. 24–39.
14. Gnocato N. et al. Granular sources of the Italian business cycle. – Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area, 2018. – № 1190.
15. Haltiwanger J. C. Measuring and analyzing aggregate fluctuations: the importance of building from microeconomic evidence // *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. – 1997. – Т. 79. – № 3. – С. 55.
16. Horvath M. Cyclicalities and sectoral linkages: Aggregate fluctuations from independent sectoral shocks // *Review of Economic Dynamics*. – 1998. – Т. 1. – № 4. – С. 781–808.

17. Karasik L., Leung D., Tomlin B. Firm-specific shocks and aggregate fluctuations. – Bank of Canada Staff Working Paper, 2016. – № 2016–51.
18. Stella A. Firm dynamics and the origins of aggregate fluctuations //Journal of Economic Dynamics and Control. – 2015. – Т. 55. – С. 71–88.

Приложение

Таблица 9. Результаты модели объяснения вариации ВВП гранулярными остатками с фиктивной переменной на 2009 год

Зависимая переменная: темп роста реального ВВП								
	G1	G1	G2	G2	G3	G3	G4	G4
Γ_t	-0.182 (0.086)	-0.127 (0.077)	-0.148 (0.077)	-0.102 (0.072)	-0.225 (0.143)	-0.346 (0.125)	-0.121 (0.123)	-0.161 (0.131)
Γ_{t-1}		-0.230 (0.106)		-0.236* (0.125)		-0.364 (0.160)		-0.151 (0.226)
i.2009	-0.125*** (0.035)	-0.136*** (0.030)	-0.126*** (0.035)	-0.133*** (0.031)	-0.120*** (0.037)	-0.116*** (0.030)	-0.125*** (0.038)	-0.119*** (0.038)
_cons	0.023 (0.014)	-0.006 (0.017)	0.023 (0.015)	-0.015 (0.024)	0.038*** (0.010)	0.011 (0.013)	0.040*** (0.012)	0.022 (0.024)
N	18	17	18	17	18	17	18	17
R ²	0.553	0.698	0.534	0.650	0.503	0.680	0.455	0.497
R ² _{adj}	0.493	0.628	0.471	0.569	0.436	0.606	0.382	0.381

Стандартные ошибки в скобках

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Источник: расчеты автора.