

Экономический журнал ВШЭ. 2016. Т. 20. № 3. С. 500–512.
HSE Economic Journal, 2016, vol. 20, no 3, pp. 500–512.

Частичная идентификация монетарного правила на основе лаговых ограничений¹

Арефьев Н.Г.

В рамках структурной векторной авторегрессии на основе квартальных данных по экономике США с 1967 г. по 2007 г. мы оцениваем воздействие сдерживающего шока монетарной политики на различные показатели экономической активности. В качестве инструмента монетарной политики мы рассматриваем ставку процента по федеральным фондам и оцениваем отклик на шоки ставки процента следующих переменных: темп прироста ВВП, загрузка производственных мощностей, безработица, инфляция, темп прироста индекса цен ресурсов, долгосрочная ставка процента, номинальное потребление, инвестиции и изменения в запасах. Для идентификации монетарного правила мы используем предположение о том, что лаговая ставка процента влияет на текущую ставку процента в уравнении, соответствующем монетарному правилу, но не входит ни в одно другое структурное уравнение модели, а также стандартную для литературы по структурным векторным авторегрессиям гипотезу ортогональности структурных шоков. Если модель включает в себя достаточное разнообразие релевантных переменных, использованных гипотез оказывается достаточно для идентификации монетарного правила и функций импульсного отклика на шоки монетарной политики. Предложенные гипотезы для идентификации монетарного правила позволяют получить сравнительно узкие доверительные интервалы для функций импульсного отклика переменных, соответствующих реальному сектору, однако результаты для инфляции и для темпа прироста цен ресурсов оказываются незначимыми или малозначимыми. Все представленные функции импульсного отклика согласуются с предсказаниями макроэкономических моделей с жесткими ценами. Максимальный эффект от сдерживающего шока монетарной политики наступает приблизительно через 2–3 года, последствия шока становятся незначимыми примерно через 4–6 лет.

¹ Данное научное исследование (грант № 14-01-0088) выполнено при поддержке Программы «Научный фонд НИУ ВШЭ» в 2014/2015 гг. Автор выражает благодарность анонимному рецензенту Экономического журнала ВШЭ за содержательные комментарии и рекомендации по доработке.

Арефьев Николай Геннадьевич – к.э.н., Ph.D., старший научный сотрудник научно-учебной лаборатории макроэкономического анализа НИУ ВШЭ. E-mail: n.arefiev@gmail.com

Статья поступила: 14.04.2016/Статья принята: 14.09.2016.

Ключевые слова: идентификация; структурная векторная авторегрессия; монетарное правило; отклик на монетарные шоки; количественная макроэкономика, структурные макроэкономические модели.

1. Введение

Цель данной работы – получить количественную оценку влияния монетарной политики, проводимой Федеральной резервной системой (ФРС) США, на американскую экономику. Так, макроэкономические модели с жесткими ценами [Ромер, 2010, гл. 5] предсказывают, что рост ставки процента по федеральным фондам, вызванный проведением сдерживающей монетарной политики, в краткосрочном периоде приводит к сокращению выпуска, снижению инфляции и росту безработицы, но насколько велики эти эффекты количественно? Если ставка по федеральным фондам выросла на 1 процентный пункт, насколько сильно сократится выпуск, инфляция и вырастет безработица? Как быстро сдерживающая политика окажет влияние на экономику, будем ли мы наблюдать замедление инфляции и темпов роста выпуска сразу после проведения сдерживающей политики или с каким-то лагом? И насколько долго будет длиться сдерживающий эффект проводимой сегодня политики?

Поставленная задача не является тривиальной ввиду проблемы эндогенности монетарной политики: наблюдаемая статистическая зависимость между политикой и экономической активностью отражает не только влияние политики на экономику, но также и обратное влияние экономики на политику. Прямое влияние политики на экономику заключается в том, что рост ставки процента ввиду проведения сдерживающей политики приводит к снижению выпуска и инфляции, поэтому высокой ставке процента соответствуют низкие выпуск и инфляция. Обратное влияние экономики на политику заключается в том, что в период спада, когда выпуск и инфляция низкие, ФРС склонна проводить расширительную монетарную политику, снижая ставку процента, поэтому низким выпуску и инфляции соответствует низкая ставка процента. В данных мы наблюдаем оба этих эффекта, поэтому низким выпуску и инфляции может соответствовать как высокая, так и низкая ставка процента. Целью же работы является оценка только первого, а не суммарного эффекта.

Обычный метод наименьших квадратов не учитывает проблемы эндогенности, поэтому он не позволяет получить состоятельную оценку влияния монетарной политики на экономическую активность. Так, даже если монетарная политика вообще не влияет на экономику, коэффициент в регрессии темпов роста выпуска на ставку по федеральным фондам все равно может оказаться значимым ввиду обсужденного выше обратного влияния экономической активности на проводимую политику. В общем случае, когда существует влияние в обоих направлениях, коэффициент, оцененный на основе обычной регрессии, не будет состоятельным, – другими словами, при увеличении размера выборки он не будет асимптотически стремиться к значению истинного коэффициента, отражающего влияние политики на экономику. Поэтому для оценки влияния монетарной политики на деловую активность, следуя рекомендации Симса [Sims, 1980], вместо обычной регрессионной модели мы оцениваем структурную векторную авторегрессию (Structural Vector Autoregression, SVAR), которая допускает эндогенность объясняющих переменных.

В отличие от обычной регрессии, в левой части каждого уравнения SVAR стоит не одна переменная, а вектор переменных. Это усложняет процедуру оценки параметров модели, так как количество оцениваемых параметров увеличивается на число переменных, добавленных в левую часть каждого из уравнений, а новой статистической информации для оценки этих коэффициентов не добавляется. В результате число оцениваемых параметров оказывается большим, чем возможно оценить из данных. Следовательно, невозможно оценить все параметры модели без каких-либо дополнительных ограничений, наложенных на параметры. По этой причине при оценке SVAR вводятся теоретически обоснованные ограничения на параметры модели, именуемые идентифицирующими ограничениями.

Литература по SVAR² часто использует идентифицирующие ограничения, наложенные на матрицу одновременных эффектов. Однако, как указывает [Арефьев, 2016], эта гипотеза не согласуется с другим разделом макроэконометрики, а именно, с литературой по динамическим стохастическим моделям общего равновесия (Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE). Литература по DSGE предсказывает, что матрица одновременных эффектов является плотной, однако матрицы лаговых эффектов являются разреженными [Smets, Wouters, 2003, 2007; Christiano et al., 2005; and other], следовательно, именно на них и имеет смысл вводить ограничения. В данной статье мы достигаем частичной идентификации монетарного правила за счет ограничений на матрицы лаговых эффектов.

Для идентификации SVAR мы используем следующие два предположения. Во-первых, мы полагаем, что лаговая ставка процента влияет только на текущую ставку процента и только в уравнении, соответствующем монетарному правилу Тейлора. Такая формулировка одновременно описывает как ограничения включения, так и ограничения исключения, связанные с лаговой ставкой процента. Соответствующее ограничение включения заключается в том, что лаговая ставка процента включена в уравнение, отвечающее монетарному правилу Тейлора. Ограничение исключения заключается в том, что лаговая ставка процента не включена ни в одно другое уравнение модели. Ограничения исключения мотивируются гипотезой о том, что для принятия оптимальных решений экономическим агентам достаточно знать текущие и лаговые значения всех переменных кроме ставки процента и текущее значение ставки процента, и при условии этой информации лаговая ставка процента не влияет на принимаемые решения. Это ограничение выполнено во всех известных нам моделях DSGE. Во-вторых, как и во всей литературе по SVAR, мы полагаем, что структурные шоки являются ортогональными. Эта гипотеза означает, что все потенциальные конфаундеры должны быть явным образом включены в правую часть оцениваемой SVAR.

Данная работа является частью литературы по SVAR². Эта литература обычно использует для идентификации ограничения на матрицу одновременных эффектов и на функции импульсного отклика. Однако ограничения на матрицу одновременных эффектов не согласуются с литературой по DSGE [Арефьев, 2016]. Поэтому вместо ограничений на матрицу одновременных эффектов в данной работе используются ограничения на матрицы лаговых эффектов. Возможность использования ограничений на матрицы лаговых

² См.: [Sims, 1980, 1986, 1992; Blanchard, Quah, 1993; Christiano et al., 1999; Zha, 1999; Hanson, 2004; Uhlig, 2005; Sims, Zha, 2006].

эффектов описана в работе [Rubio-Ramirez et al., 2010]. Однако доказанная ими теорема оказалась недостаточной для проверки идентификации на основе ограничений, заданных в настоящей работе. Доказательство, которое мы предлагаем в данной работе, близко к доказательству, представленному в статье [Christiano et al., 1999]. Однако эти авторы рассматривают ограничения только на матрицу одновременных эффектов, мы же рассматриваем ограничения на матрицы лаговых эффектов. Мы используем комбинацию этих двух подходов для доказательства достаточности предложенной гипотезы для идентификации монетарного правила.

Гипотеза, использованная для идентификации в данной статье, ближе всего к гипотезам, предложенным в работе [Arefiev, 2016]. При этом доверительные интервалы для инфляции и инфляции издержек оказались шире, чем в работе [Arefiev, 2016]. Это произошло потому, что в исследовании [Arefiev, 2016] монетарное правило является избыточно идентифицированным, т.е. на него наложено больше ограничений, чем требуется для идентификации. Избыточно идентифицированные ограничения создают эффект регуляризации, что сокращает доверительные интервалы. Однако данная работа имеет следующие два преимущества. Во-первых, мы используем меньше идентификационных ограничений, а это означает, что результаты меньше зависят от верности наших теоретических представлений о структуре экономики. Во-вторых, предложенная в данном исследовании гипотеза для идентификации легко обобщается на более сложные модели и может быть использована для анализа влияния монетарной политики на любые переменные реального сектора. В работе же [Arefiev, 2016] при введении новых переменных требуется введение новых гипотез для идентификации. Мы используем это преимущество для того, чтобы оценить функции импульсного отклика для новых переменных реального сектора, которые не вошли в работу³ [Arefiev, 2016].

Оставшаяся часть статьи организована следующим образом. В разделе 2 мы описываем структурную модель и показываем необходимость введения идентифицирующих предположений для оценки функций импульсного отклика. В разделе 3 формально вводится идентифицирующая гипотеза и доказывается ее достаточность для идентификации монетарного правила Тейлора и функций импульсного отклика на шоки монетарной политики. В разделе 4 оценивается структурная векторная авторегрессия и приводятся оценки функций импульсного отклика. Заключение представлено в разделе 5.

2. Модель

Рассмотрим структурную векторную авторегрессию в следующей форме:

$$(1) \quad A_0 Y_t = C + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t,$$

где A_0, A_1, \dots, A_p и C – матрицы и вектор параметров размерности соответственно $n \times n$ и $n \times 1$; Y – вектор эндогенных переменных, а ε – вектор структурных шоков. Структурные шоки предполагаются независимыми, и ковариационная матрица структур-

³ Несколько примеров обобщений представлены в разделе 4 данной работы, результаты их оценки представлены на рис. 2.

ных шоков нормирована к единичной матрице, $\mathbb{E}(\varepsilon\varepsilon^T) = \mathbf{I}$. Диагональные элементы матрицы A_0 положительны.

Параметры данной модели можно оценить на основе следующей трехшаговой процедуры. На первом шаге из данных оценивается модель в приведенной форме:

$$(2) \quad Y_t = \hat{C} + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + u_t.$$

Мы полагаем, что у нас имеется достаточно данных и достаточная вариация переменных в правой части в оцениваемой системе (2), чтобы оценить все параметры приведенной модели. Параметры приведенной (2) и структурной формы (1) модели соотносятся друг с другом следующим образом: $B_i = A_0^{-1} A_i$, $\hat{C} = A_0^{-1} C$, и $u = A_0^{-1} \varepsilon$, а ковариационная матрица структурных шоков может быть представлена как $\Sigma = \mathbb{E}(uu^T) = (A_0^T A_0)^{-1}$.

На втором шаге приведенная модель преобразуется в структурную модель, эквивалентную, с точки зрения наблюдателя, истинной структурной модели. Эквивалентная для наблюдателя модель создает такую же функцию условного распределения $f(Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p})$, как и истинная модель, поэтому ее невозможно отличить на основе лишь данных от истинной модели, однако эквивалентная для наблюдателя модель может задавать другие причинно-следственные связи и другие функции импульсного отклика, нежели истинная модель.

Эквивалентная для наблюдателя модель может быть оценена на основе разложения Холецкого. Обозначим тильдой параметры эквивалентной для наблюдателя модели. Матрица \tilde{A}_0 оценивается как разложение Холецкого ковариационной матрицы структурных шоков: $\tilde{A}_0 = \text{Chol}(\Sigma)$. Остальные структурные параметры можно получить из параметров приведенной модели и матрицы \tilde{A}_0 : $\forall i = 1, 2, \dots, p$: $\tilde{A}_i = \tilde{A}_0 B_i$, $\tilde{C} = \tilde{A}_0 \hat{C}$.

На третьем шаге теоретически обоснованные идентифицирующие ограничения используются для того, чтобы из оценки эквивалентной для наблюдателя модели получить оценку истинной модели. В литературе по идентификации SVAR хорошо известно, что все эквивалентные для наблюдателя модели, включая истинную модель, могут быть получены одна из другой умножением на ортогональную матрицу R [Christiano et al., 1999]. Ортогональная матрица, в свою очередь, определена как действительная матрица, удовлетворяющая ограничению $R^T R = \mathbf{I}$, где \mathbf{I} – единичная матрица соответствующей размерности. Таким образом, если знать матрицу R , то оценку истинной модели из оценки модели, эквивалентной для наблюдателя, можно получить следующим образом: $\forall i = 0, 1, \dots, p$: $A_i = R \tilde{A}_i$ и $C = R \tilde{C}$. В следующем разделе мы обсуждаем, как выбрать матрицу R .

3. Идентификация

В данном разделе мы вводим теоретически обоснованные ограничения для идентификации и доказываем их достаточность для идентификации монетарного правила

Тейлора. Таким образом, мы достигаем не полной идентификации структурной модели, при которой идентифицированными оказываются все параметры модели, а лишь частичной идентификации, когда идентифицированной оказывается лишь одна строка в системе уравнений (1) и соответствующий ей структурный шок в векторе ε .

Для идентификации мы используем следующие две гипотезы. Во-первых, мы используем стандартную гипотезу для литературы по SVAR о том, что структурные шоки являются ортогональными, что подразумевает, что матрица структурных шоков $\mathbb{E}(\varepsilon\varepsilon^T)$ является диагональной. Мы уже использовали это свойство в предыдущем разделе: если это свойство не выполнено, то эквивалентные для наблюдателя модели могут быть получены одна из другой умножением не только на ортогональную, но и на любую невырожденную матрицу соответствующей размерности. Вторая гипотеза отличает нашу работу от имеющейся литературы по SVAR.

Гипотеза 1: лаговая ставка процента включена только в уравнение, соответствующее монетарному правилу Тейлора.

Мотивацией для Гипотезы 1 является структура типичной модели DSGE [Smets, Wouters, 2007]. Правило Тейлора в такой модели имеет следующую форму⁴:

$$(3) \quad r_t + M_0 S_t = r_{t-1} + M_1 S_{t-1} + \varepsilon_t^r,$$

где r – ставка процента по федеральным фондам; S – вектор, описывающий состояние экономики за исключением ставки процента; M – матрицы структурных параметров, а ε^r – структурный шок монетарной политики. В другие уравнения может входить текущее значение r_t , а также прогноз r_t на следующий период. Однако r_{t-1} напрямую не входит ни в одно другое уравнение модели. Ввиду того, что уравнение (3) является уравнением первого порядка, для прогноза ставки процента на следующий период достаточно знать r_t и другие переменные состояния, но не требуется знание r_{t-1} . Следовательно, коэффициент перед r_{t-1} отличен от нуля в уравнении, соответствующем правилу Тейлора, и равен нулю во всех остальных уравнениях, что и мотивирует Гипотезу 1.

Так как порядок уравнений в модели (1) является произвольным, предположим, что монетарное правило Тейлора является первым уравнением модели. Мы также предполагаем диагональную ассоциацию между структурными шоками и уравнениями: раз первое уравнение в системе (1) соответствует монетарному правилу Тейлора, то первый шок в векторе ε интерпретируется как шок монетарной политики. Гипотеза 1 в этом случае накладывает следующие ограничения на матрицу A_1 :

⁴ Помимо того, что монетарное правило должно иметь форму уравнения (3), для выполнения Гипотезы 1 модель DSGE должна быть, в принципе, представима в форме SVAR [Fernandez-Villaverde et al., 2007], а также должна отсутствовать автокорреляция структурных шоков ε_t^r .

$$(4) \quad A_1 = \begin{pmatrix} a_{11}^1 & * & \dots & * \\ 0 & * & \dots & * \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & * & \dots & * \end{pmatrix},$$

где звездочками отмечены неограниченные параметры, параметр a_{11}^1 должен быть отличным от нуля, а нулями отмечены параметры, на которые Гипотезой 1 наложены ограничения равенства нулю.

Доказательство достаточности Гипотезы 1 для идентификации монетарного правила Тейлора приведено внизу. Это доказательство комбинирует некоторые элементы подходов к частичной идентификации [Christiano et al., 1999] и теоремы Рубио-Рамиреса и др. [Rubio-Ramirez et al., 2010]. Однако ни один из известных нам подходов [Christiano et al., 1999; Rubio-Ramirez et al., 2010; Arefiev, 2014; Арефьев и др., 2015] не доказывает достаточность Гипотезы 1 для идентификации правила Тейлора.

Утверждение 1. Предположим, что структурные шоки являются ортогональными. Гипотеза 1 является достаточной для идентификации всех параметров в уравнении, соответствующем правилу Тейлора, а также структурных шоков монетарной политики.

Доказательство. Используем доказательство от противного. Предположим, что существует эквивалентная для наблюдателя модель, в которой матрица \tilde{A}_1 удовлетворяет ограничениям (4) и в которой параметры в первой строке системы (1) отличны от истинных. В этом случае существует матрица поворота, такая, что $A_1 = R\tilde{A}_1$, в которой первая строка не равна первой строке единичной матрицы соответствующей размерности, так как в противном случае эквивалентная для наблюдателя модель дала бы такие же параметры в первом уравнении системы, что и истинная. Так как матрица R является ортогональной и первая строка в ней не является строкой единичной матрицы, первый столбец R тоже не может быть первым столбцом единичной матрицы. Следовательно, в первом столбце R как минимум один элемент с индексом, большим единицы, отличен от нуля, пусть это будет индекс $i \geq 2$. Соответствующий элемент матрицы R обозначим $r_{i,1}$. Тогда должно выполняться следующее соотношение между параметрами истинной и эквивалентной для наблюдателя моделей: $a_{i,1}^1 = r_{i,1}a_{1,1}^1$, при этом $a_{1,1}^1 \neq 0$, $r_{i,1} \neq 0$ и $a_{i,1}^1 = 0$. Мы пришли к противоречию.

4. Оценка модели

Модель оценивается на квартальных данных, с 1967 г. по 2007 г. Таким образом, мы исключаем период нетрадиционной монетарной политики, проводившейся начиная с 2008 г. Базовая модель включает в себя ставку процента по федеральным фондам, безработицу, индекс загрузки производственных мощностей, темпы роста реального ВВП, инфляцию, оцененную через дефлятор ВВП, и инфляцию издержек. Этот выбор необходим

для обоснования гипотезы ортогональности структурных шоков [Arefiev, 2016]. Источники использованных данных и их точные названия на английском языке приведены в табл. 1. Оцениваемая структурная векторная авторегрессия включает в себя один лаг; данный выбор был сделан на основе критерия Шварца.

Таблица 1.

Источники данных

Название в тексте	Название на английском языке	Источник данных
Ставка процента	Federal Funds rate	Federal Reserve Bank of St. Louis
Безработица	Unemployment rate	Bureau of Labor Statistics
Загрузка мощностей	Capacity utilization rate	Federal Reserve Bank of St. Louis
Прирост ВВП	Real GDP growth rate	Bureau of Economic Analysis
Инфляция	GDP deflator-based inflation	Bureau of Economic Analysis
Инфляция издержек	Commodity price inflation	Bureau of Labor Statistics
Долгосрочная ставка процента	Interest rate on 10-years bonds	Federal Reserve Bank of St. Louis
Номинальное потребление	Nominal personal consumption expenditures	Bureau of Economic Analysis
Инвестиции	Gross private domestic investment	Bureau of Economic Analysis
Изменения в запасах	Change in private inventories	Bureau of Economic Analysis

Доказательство Утверждения 1 построено на том, что значение коэффициента a_{11}^1 отлично от нуля. Данная гипотеза может быть проверена на основе теста отношения правдоподобия. Нулевая гипотеза заключается в том, что лаговая ставка процента не входит ни в одно структурное уравнение модели. Альтернативная гипотеза – лаговая ставка процента присутствует хотя бы в одном уравнении. Тест отношения правдоподобия отвергает нулевую гипотезу на 0,1-процентом уровне значимости. Это подтверждает высокую релевантность лаговой ставки процента.

Параметры модели оценены методом максимального правдоподобия, а доверительные интервалы получены бутстрапированием остатков [Chernick, LaBudde, 2011]. Все расчеты проведены с помощью пакета R [R Core Team, 2014]. Оцененные функции импульсного отклика для базовой версии модели изображены на рис. 1. Сплошная толстая линия на каждом графике отображает ожидаемое значение импульсного отклика, а тонкие пунктирные линии показывают 90-процентный доверительный интервал.

Все значимые результаты на рис. 1 соответствуют предсказаниям макроэкономических моделей с жесткими ценами [Ромер, 2010, гл. 5]. Как и предсказывают модели этого класса, сдерживающий шок монетарной политики приводит к росту безработицы, сни-

жению загрузки производственных мощностей и временному замедлению роста с последующим восстановлением. В соответствии с теорией инфляция должна снизиться, однако на рис. 1 мы видим значимое снижение лишь для инфляции издержек, а для инфляции, оцененной на основе дефлятора ВВП, снижение оказывается незначимым. В целом, мы получили узкие в сравнении с литературой доверительные интервалы для реального сектора, но широкие для инфляции.

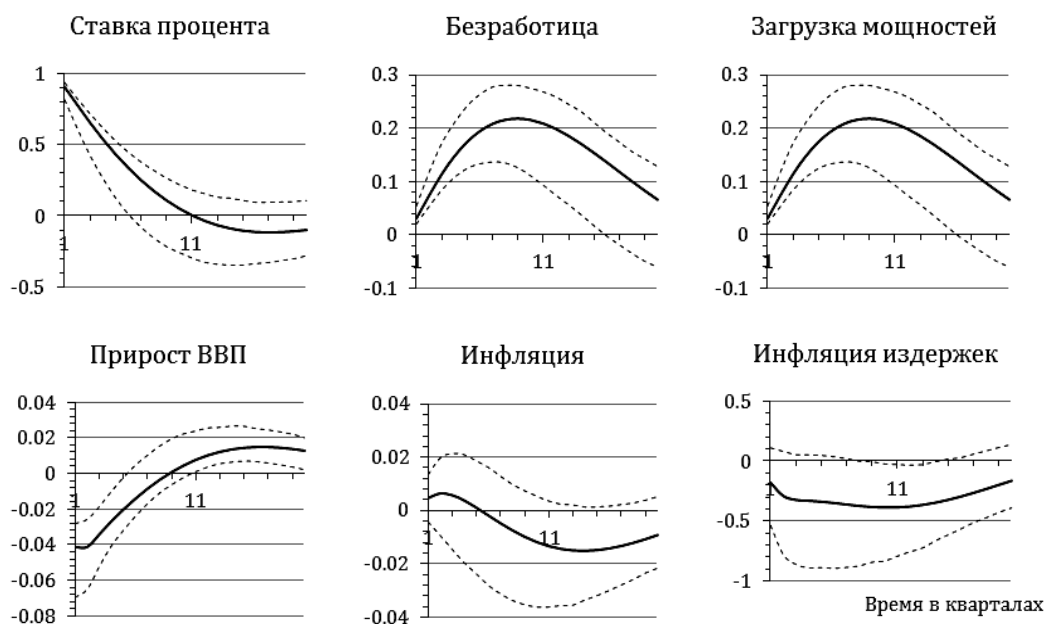


Рис. 1. Функции импульсного отклика на сдерживающий шок монетарной политики в базовой модели, ассоциируемый с ростом федеральной ставки процента на 1 процентный пункт

Так как предложенная гипотеза для идентификации легко обобщается на новые модели, мы оценили функции импульсного отклика для нескольких моделей, включающих новые интересующие нас переменные (см. рис. 2). Чтобы избежать проблемы избыточности параметров, именуемой в англоязычной литературе *overfitting problem*, функции импульсного отклика для этих переменных оценивались в разных моделях. А именно, каждый раз в исходную модель с шестью переменными добавлялась седьмая переменная, и для нее оценивались функции импульсного отклика на эту переменную. Оцененные функции импульсного отклика в расширенных моделях для основных переменных аналогичны функциям, изображенным на рис. 1, а функции импульсного отклика для новых переменных изображены на соответствующих панелях на рис. 2. Как и на рис. 1, все функции импульсного отклика, изображенные на рис. 2, согласуются с макроэкономической теорией.

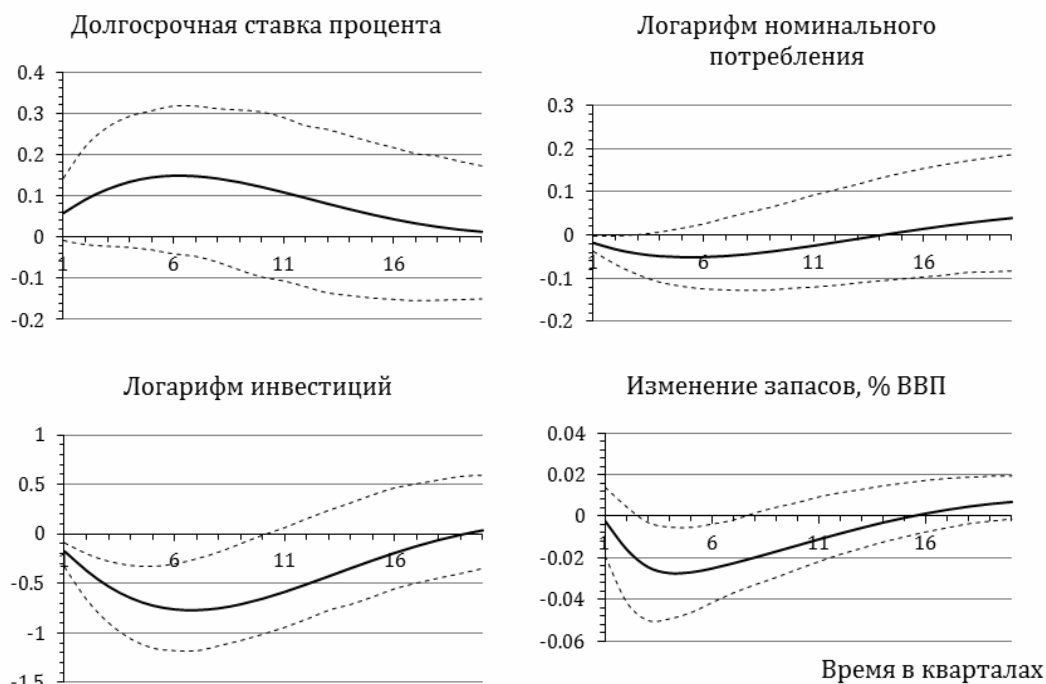


Рис. 2. Функции импульсного отклика на сдерживающий шок монетарной политики в расширенных версиях модели, ассоциируемые с ростом федеральной ставки процента на 1 процентный пункт

5. Заключение

В работе предложена гипотеза для идентификации монетарного правила, в соответствии с которой лаговая ставка процента влияет только на текущую ставку процента, но не влияет на другие эндогенные переменные. Доказана достаточность этой гипотезы для идентификации монетарного правила Тейлора и функций импульсного отклика на шоки монетарной политики. Предложенная гипотеза позволяет оценить функции импульсного отклика многих переменных реального сектора. Все функции импульсного отклика, оцененные на основе предложенной гипотезы и представленные в данной работе, полностью согласуются с предсказаниями макроэкономических моделей с жесткими ценами.

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Арефьев Н.Г., Кузнецов С.А., Пономарёв К.А. Как из наблюдаемых корреляций оценить причинно-следственные связи? Сравнение подходов, используемых в экономике и компьютерных науках // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2015. Т. 19. № 3.

- Ромер Д.* Высшая макроэкономика / пер. с англ. Н.Г. Арефьева, С.Э. Пекарского, А.В. Дементьева; под науч. ред. В.М. Полтеровича. М.: Изд. дом ВШЭ, 2014.
- Arefiev N.* A Theory of Data-Oriented Identification with a SVAR Application: Higher School of Economics Research Paper № WP BRP 79. 2014.
- Arefiev N.* Identification of Monetary Policy Shocks within a SVAR Using Restrictions Consistent with a DSGE Model: Higher School of Economics Research Paper № WP BRP 125. 2016.
- Blanchard O.J., Quah D.* The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances // *American Economic Review*. 1993. Vol. 83. P. 655–673.
- Chernick M.R., LaBudde R.A.* An Introduction to Bootstrap Methods with Applications to R. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc., 2011.
- Christiano L., Eichenbaum M., Evans C.* Nominal Rigidities and the Dynamics Effects of a Shock to Monetary Policy // *Journal of Political Economy*. 2005. Vol. 113. P. 1–45.
- Christiano L.J., Eichenbaum M., Evans C.L.* Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? // *Handbook of Macroeconomics*. 1999. Vol. 1. P. 65–148.
- Hanson M.S.* The «Price Puzzle» Reconsidered // *Journal of Monetary Economics*. 2004. Vol. 51. P. 1385–1413.
- Fernandez-Villaverde J., Rubio-Ramirez J.F., Sargent T.J., Watson M.W.* ABCs (and Ds) of Understanding VARs // *American Economic Review*. 2007. Vol. 97. P. 1021–1026.
- R Core Team.* R: A Language and Environment for Statistical Computing, R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria, 2014.
- Rubio-Ramirez J.F., Waggoner D.F., Zha T.* Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference // *The Review of Economic Studies*. 2010. Vol. 77. № 2. P. 665–696.
- Sims C.A.* Macroeconomics and Reality // *Econometrica*. 1980. Vol. 48. P. 1–48.
- Sims C.A.* Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? // *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*. 1986. Vol. 10. P. 2–16.
- Sims C.A.* Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy // *European Economic Review*. 1992. Vol. 36(5). P. 975–1000.
- Sims C.A., Zha T.* Were There Regime Switches in US Monetary Policy? // *American Economic Review*. 2006. Vol. 96. P. 54–81.
- Smets A., Wouters R.* Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach // *The American Economic Review*. 2007. Vol. 97. P. 586–606.
- Uhlig H.* What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure // *Journal of Monetary Economics*. 2005. Vol. 52. № 2. P. 381–419.
- Zha T.* Block Recursion and Structural Vector Autoregressions // *Journal of Econometrics*. 1999. Vol. 90. № 2. P. 291–316.

Partial Identification of Monetary Rule Using Restrictions on Lagged Effects

Arefiev Nikolay

National Research University Higher School of Economics,
20, Myasniskaya st., Moscow, 101000, Russian Federation.
E-mail: n.arefiev@gmail.com

I estimate the response of several variables representing business cycle activity to a restrictive shock of monetary policy within a Structural Vector Autoregression (SVAR) model using US quarterly data from 1967:Q1 to 2007:Q4. The monetary policy is measured by the Federal Funds rate, and the response to the Federal Funds rate shock is measured for the following variables: unemployment rate, capacity utilization rate, real GDP growth rate, GDP deflator-based inflation growth rate, commodity price growth rate, long-run interest rate, nominal personal consumption expenditures, gross private domestic investment, and change in private inventories. To identify the monetary policy rule and the monetary policy shock I use assumption that the lagged federal interest rate is included in the policy rule equation, and is excluded from each other equation of the structural model. I also use the usual for the SVAR literature assumption that the structural shocks are uncorrelated. If I include a sufficient variety of variables representing the state of the economic activity, these hypotheses suffice for the partial identification of the monetary policy rule and monetary policy shock, so the impulse response functions for the monetary policy shock can be estimated. I obtain relatively thin confidence intervals for the impulse response functions for the real sector variables, however, the impulse response functions for the inflation rate and for the commodity price growth rate are insignificant or weakly significant. All estimated impulse response functions are consistent with predictions of macroeconomic models with sticky prices. The maximum effect of the restrictive monetary policy shock is achieved 2–3 years after the shock, and the effect becomes insignificant after 4–6 years.

Key words: identification; structural vector autoregression; SVAR; monetary rule; response to monetary shocks; quantitative macroeconomics; structural macroeconomic models.

JEL Classification: C30, E52.

* *
*

References

- Arefiev N., Kusnetsov S., Ponomarev K. (2015) Kak iz nabljudаемыh korrelyacij ocenit' prichinnost'stvennyye svyazi? Sravnenie podhodov, ispol'zuemyh v jekonomike i komp'yuternyh naukah [From Correlation to Causation: Econometric versus Computer Science Approaches]. *HSE Economic Journal*, 19, 3.
- Arefiev N. (2014) *A Theory of Data-Oriented Identification with a SVAR Application*. Higher School of Economics Research Paper no WP BRP 79.
- Arefiev N. (2016) *Identification of Monetary Policy Shocks within a SVAR Using Restrictions Consistent with a DSGE Model*. Higher School of Economics Research Paper no WP BRP 125.
- Blanchard O.J., Quah D. (1993) The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, 83, pp. 655–673.
- Chernick M.R., LaBudde R.A. (2011) *An Introduction to Bootstrap Methods with Applications to R*. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Christiano L., Eichenbaum M., Evans C. (2005) Nominal Rigidities and the Dynamics Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, 113, pp. 1–45.
- Christiano L.J., Eichenbaum M., Evans C.L. (1999) Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? *Handbook of Macroeconomics*, 1, pp. 65–148.
- Hanson M.S. (2004) The «Price Puzzle» Reconsidered. *Journal of Monetary Economics*, 51, pp. 1385–1413.
- Fernandez-Villaverde J., Rubio-Ramirez J.F., Sargent T.J., Watson M.W. (2007) ABCs (and Ds) of Understanding VARs. *American Economic Review*, 97, pp. 1021–1026.
- R Core Team (2014) *R: A Language and Environment for Statistical Computing*, R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria.
- Romer D. (2001) *Advanced Macroeconomics*, 2nd ed. McGraw Hills.
- Rubio-Ramirez J.F., Waggoner D.F., Zha T. (2010) Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference. *The Review of Economic Studies*, 77, 2, pp. 665–696.
- Sims C.A. (1980) Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48, pp. 1–48.
- Sims C.A. (1986) Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10, pp. 2–16.
- Sims C.A. (1992) Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy. *European Economic Review*, 36, 5, pp. 975–1000.
- Sims C.A., Zha T. (2006) Were There Regime Switches in US Monetary Policy? *American Economic Review*, 96, pp. 54–81.
- Smets A., Wouters R. (2007) Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *The American Economic Review*, 97, pp. 586–606.
- Uhlig H. (2005) What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52, 2, pp. 381–419.
- Zha T. (1999) Block Recursion and Structural Vector Autoregressions. *Journal of Econometrics*, 90, 2, pp. 291–316.