

Экономический журнал ВШЭ. 2018. Т. 22. № 1. С. 40–58.
HSE Economic Journal, 2018, vol. 22, no 1, pp. 40–58.

Об оценке кривой Филлипса для российской экономики

Зубарев А.В.

Данная статья посвящена оценке гибридной кривой Филлипса для различных индексов цен. Такие эмпирические оценки дают возможность оценить не только степень зависимости того или иного вида инфляции от фазы бизнес-цикла в российской экономике, но и соотношение между агентами, имеющими рациональные и адаптивные ожидания. Подобное знание является существенным для денежных властей, эффективность политики которых зависит от понимания инфляционных процессов. Некорректные же оценки доли рациональных агентов могут привести к ошибкам в проведении денежно-кредитной политики, что, в свою очередь, снизит доверие к Банку России со стороны населения и негативно скажется на эффективности дальнейшей политики в течение некоторого времени.

В исследовании используются меры инфляции, рассчитанные на основе трех различных индексов цен: дефлятора ВВП, ИПЦ и дефлятора ВВП за вычетом экспорта. Основным методом оценивания является непрерывно обновляющийся метод моментов (CUE), который имеет меньшее смещение на малых выборках и более валидные значения J-теста Хансена на сверхидентификацию инструментов по сравнению со стандартным обобщенным методом моментов, что в совокупности делает инференцию более валидной.

Главным выводом из оцененной модели является тот факт, что именно динамика инфляции, рассчитанной на основе дефлятора ВВП за вычетом экспорта, лучше всего описывается уравнением кривой Филлипса, причем разрыв выпуска значим и имеет согласующийся с теорией положительный знак. Это может быть обусловлено тем, что в такую меру инфляции не включены в явном виде цены импортных и экспортных товаров, т.е. о ней можно говорить как о некоторой «внутренней» инфляции. Также важным результатом является несколько больший вес вперед смотрящих ожиданий в формировании инфляционного процесса.

Автор выражает благодарность Синельникову-Мурлыёву С.Г., Полбину А.В. и Скроботову А.В. за ценные комментарии при обсуждении данной работы.

Зубарев Андрей Витальевич – к.э.н., старший научный сотрудник Лаборатории математического моделирования экономических процессов Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ. E-mail: zubarev@ganepa.ru.

Статья поступила: 15.11.2017/Статья принята: 28.02.2018.

Ключевые слова: кривая Филлипса; инфляция; дефлятор; разрыв выпуска; метод моментов.

DOI: 10.17323/1813-8691-2018-22-1-40-58

1. Введение

Переход Банка России к режиму инфляционного таргетирования, произошедший в 2014 г., требует от денежных властей четкого понимания инфляционных процессов в российской экономике. Эффективность политики таргетирования инфляции в существенной степени зависит от доверия населения к заявлениям Банка России. Ошибочные представления об инфляционных процессах вообще и структуре ожиданий экономических агентов в частности могут привести к ошибкам при принятии решений в контексте денежно-кредитной политики. Это может снижать степень доверия населения к денежным властям и, как следствие, к низкой эффективности денежно-кредитной политики, что может негативно сказаться на уровне неопределенности, страновой премии за риск и уровне выпуска в экономике.

Информация о разделении структуры инфляционных ожиданий агентов на рациональные и адаптивные может быть почерпнута из оценок кривой Филлипса. Агенты с адаптивными ожиданиями при принятии решений основываются лишь на информации о прошлых значениях рассматриваемых ими переменных. Рациональные же ожидания предполагают использование всей доступной информации, в том числе и заявления центрального банка о будущей политике и возможные ее последствия. Современная трактовка концепции кривой Филлипса значительно отличается от оригинальной, рассмотренной в пионерской работе [Phillips, 1958], и предполагает в том числе оценку доли рациональных агентов в экономике. Однако для целостности повествования разумным является привести основные вехи в истории эволюции данной концепции.

Кривой Филлипса впервые стали называть зависимость, обнаруженную в работе [Phillips, 1958]. Автор обнаружил отрицательную корреляцию между безработицей и уровнем номинальных зарплат. Нелинейный характер обнаруженной зависимости Филлипс объяснил нежеланием и неготовностью многих рабочих на урезание заработных плат в период высокой безработицы. Подобный аргумент может проистекать из того, что при высокой безработице уровень зарплат достаточно близок к минимальной зарплате, способной стимулировать занятость (*reservation wage*), поэтому дальнейшее ее сокращение просто приведет к отказу от работы и, следовательно, к увеличению безработицы. Филлипс рассматривал именно номинальные заработные платы, так как в те времена господствовало предположение о некотором постоянстве уровня цен, даже несмотря на шоки импортных цен.

Важно отметить, что обнаруженная Филлипсом корреляция являлась чисто эмпирическим результатом и в явном виде не вытекала не из какой теоретической модели.

Позднее в работе [Samuelson, Solow, 1960] отмечалось, что если подобная зависимость между уровнем безработицы и инфляцией заработных плат вообще и может быть использована в качестве основания для проведения экономической политики, то опираться на нее можно лишь в краткосрочной перспективе.

Последующий важный шаг в изучении данного вопроса был сделан в работе Фелпса [Phelps, 1968], где автор ввел предположение о том, что изучаемое долгосрочное соотношение между инфляцией и безработицей зависит от инфляционных ожиданий. Сама же кривая Филлипса может сдвигаться вверх при положительном скачке инфляционных ожиданий. При этом Фелпс использовал адаптивные ожидания, предполагающие зависимость безработицы от изменения инфляции (т.е. от предыдущих наблюдаемых значений инфляции). После этого была также введена концепция естественного (не разгоняющего инфляцию) уровня безработицы.

Следующей ступенью эволюции кривой Филлипса можно считать введение концепции рациональных ожиданий, представленной в работах [Lucas, 1973; Sargent, Wallace, 1975]. В рамках этой предпосылки инфляция зависит не от прошлых своих значений, а от ожиданий будущих значений, т.е. подвержена актуальным и будущим шокам совокупного спроса. Из рассмотренных моделей с предпосылкой о рациональных ожиданиях следует важный практический вывод о том, что денежно-кредитная политика может влиять на выпуск только посредством неожиданных шоков инфляции.

Позднее ряд важных работ, в том числе работа [Taylor, 1980], продемонстрировали механизмы, продуцирующие некоторую инерцию в динамике инфляции. Однако ключевыми для эволюции кривой Филлипса стали работы [Calvo, 1983; Rotemberg, 1982; Rotemberg, 1983], где авторы сформулировали микроэкономические обоснования, из которых напрямую вытекает жесткость цен.

Более глубокие микроэкономические обоснования, включающие в себя ценообразование по Кальво и монополистическую конкуренцию, рассмотренные многими авторами, дают возможность получить кривую предложения, представляющую собой так называемую неокейнсианскую кривую Филлипса. В рамках данного класса моделей инфляция является функцией от всех ожидаемых предельных издержек фирм. Именно такая модель рассматривается в работах [Gali, Gertler, 1999; Sbordone, 2002]. Спецификация неокейнсианской кривой Филлипса из работы [Gali, Gertler, 1999] выглядит следующим образом:

$$(1) \quad \pi_t = \lambda mc_t + \beta_f E_t \pi_{t+1},$$

где π_t – инфляция; mc_t – предельные издержки (в отклонениях от стационарного состояния с нулевой инфляцией). Помимо этого, авторы также рассматривают версию данного уравнения с разрывом выпуска вместо предельных издержек, так как при определенных предпосылках между этими двумя переменными должна наблюдаться некоторая пропорциональность.

Гали и Гертлер оценивают в своей работе описанные выше уравнения методом ГММ, используя квартальную статистику для США с 1960 по 1997 гг. При этом важный вклад их работы состоит в использовании реальных затрат на единицу труда (*unit labour cost*) в качестве прокси-переменной для реальных предельных издержек (инфляция определялась на основе дефлятора ВВП). Авторы оценивали уравнения как в приведенной, так и в структурной форме. Оценка уравнения в приведенной форме (1) с использованием *unit labour cost* в качестве прокси для предельных издержек дала положительные значимые коэффициенты, причем коэффициент при ожидаемой инфляции оказался лишь чуть меньше единицы. Однако попытка оценить аналогичное уравнение с разрывом выпуска вместо предельных издержек привела к значимому отрицательному коэффициенту при

этой переменной, что вступает в некоторые противоречия с теоретической моделью. Авторы объясняют последний результат тем, что модель предполагает опережающий характер инфляции по сравнению с разрывом выпуска в рамках фазы делового цикла, однако в данных наблюдается обратная картина.

Оценки уравнения в структурной форме дают аналогичные результаты, которые предполагают среднюю неизменность цен в течение 5–6 кварталов. При этом авторы аргументированно рассуждают о том, что оценка жесткости цен может быть смещена вверх по ряду причин, в первую очередь из-за наблюдаемой в данных контрцикличности маржи фирм.

Помимо описанной выше спецификации Гали и Гертлер оценивали также и гибридную неокейнсианскую кривую Филлипса, которая аналитически также выводится из модели с микроэкономическими обоснованиями, однако отличается предпосылкой о том, что не все агенты рациональны, а ожидания части из них являются адаптивными. В таком случае кривая Филлипса приобретает следующий вид:

$$(2) \quad \pi_t = \lambda m c_t + \beta_f E_t \pi_{t+1} + \beta_b \pi_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Согласно полученным оценкам, спецификация чисто вперед смотрящей кривой Филлипса отвергается данными в пользу гипотезы о гибридном характере кривой. Однако коэффициент при ожидаемой инфляции значительно выше, что говорит об умеренной роли адаптивной компоненты. Оценки коэффициента при лаге инфляции варьируются от 0,085 до 0,38 (в среднем около 0,25), тогда как оценки коэффициента при ожидаемой инфляции находятся в интервале от 0,59 до 0,87. В качестве инструментов при оценке методом ГММ были использованы лаги реальных затрат на труд, спреда между долгосрочными и краткосрочными процентными ставками, разрыва выпуска, инфляции заработной платы и сырьевых товаров.

После того, как аналогичные спецификации для еврозоны были оценены в работе [Gali, Gertler, Lopez-Salido, 2001], в ряде работ была представлена некоторая критика подобных спецификаций. Так, в работе [Rudd, Whelan, 2005] показывается, что оценки, полученные в работах Гали, являются результатами неправильной спецификации моделей. Однако в последовавшей статье [Gali, Gertler, Lopez-Salido, 2005] авторы, отвечая на критику, пишут, что необходимо грамотно учитывать ограничения, налагаемые теоретической моделью. В таком случае оценки получаются стабильными и робастными к выбору метода оценки. Некоторую аргументацию в пользу корректности оценок из работ [Gali, Gertler, 1999; Gali, Gertler, Lopez-Salido, 2001] можно также найти в работе [Sbordone, 2005].

Важным вопросом, который несколько обходят авторы упомянутых выше работ, является использование предпосылки нулевой инфляции в стационарном состоянии. Теоретически обоснованная кривая Филлипса выводится как линеаризация вокруг стационарного состояния с нулевой инфляцией. Однако в описании динамики инфляции некорректно игнорировать, к примеру, действия центрального банка, который может таргетировать определенный (ненулевой) уровень инфляции на протяжении длительного времени. В работе [Cogley, Sbordone, 2008] авторы рассматривают уравнение гибридной неокейнсианской кривой Филлипса, в которое инфляция включена в отклонениях от меняющегося во времени тренда. При этом коэффициенты также являются переменными во времени. Стационарный уровень инфляции определяется при помощи фильтра Беве-

риджа – Нельсона из модели VAR (стандартная монетарная модель VAR с добавлением реальных предельных издержек). В результате оценки уравнения авторы получили, что коэффициент при лаге инфляции всегда близок к нулю, что свидетельствует в пользу чисто вперед смотрящей спецификации кривой Филлипса. Стоит отметить, что данный результат идет вразрез с работой [Kozicki, 2002], в которой авторы также предполагали изменяющийся равновесный уровень инфляции и обнаружили, что гибридная неокейнсианская кривая Филлипса объясняет динамику инфляции лучше, чем чисто вперед смотрящая.

Помимо рассмотренных выше исследований следует обратить внимание и на российский опыт оценивания кривой Филлипса. Так, в работе [Гафаров, 2011] автор рассматривает модель с адаптивными ожиданиями, где инфляция зависит от своих предыдущих значений, причем в модель вводятся некоторые ограничения на коэффициенты при лагах инфляции. Также в уравнение включены безработица, изменения обменного курса и цена нефти. Помимо этого, в своих моделях автор учитывает наличие возможного структурного сдвига. Основным результатом работы является изменение взаимосвязи инфляции и безработицы после структурного сдвига в экономике, который, по разным оценкам, произошел в период с 2002 по 2007 гг. Так, значение коэффициента при безработице до структурного сдвига в большинстве моделей (автор рассматривал варианты модели с различными видами инфляции) было положительным, в то время как после структурного сдвига характер данной взаимосвязи оказывался отрицательным. По мнению автора, данные результаты свидетельствуют в пользу гипотезы о том, что российский рынок труда претерпел некоторую трансформацию и сблизился с западной моделью, где отрицательные шоки спроса приводят к сокращению занятости, а не реальных заработных плат. Помимо этого, основываясь на полученных оценках, автор получил оценку значения NAIRU для рассматриваемого периода в 8%.

Также стоит выделить работу [Соколова, 2014], в которой автор оценивает гибридную неокейнсианскую кривую Филлипса на российских данных обобщенным методом моментов (GMM). Помимо вперед смотрящих и адаптивных ожиданий инфляции в модель включается разрыв выпуска как прокси фазы делового цикла. Для построения показателя инфляции автор использует месячные данные индекса цен производителей с 1999 по 2013 гг. Большинство полученных автором оценок свидетельствуют в пользу того, что гибридная неокейнсианская кривая Филлипса лучше объясняет динамику инфляционных процессов в России, чем базовая неокейнсианская кривая. При этом доли назад и вперед смотрящих агентов качественно сравнимы с небольшим перевесом в сторону адаптивных ожиданий.

Динамика инфляционных процессов также рассматривалась в работе [Баранов, Сомова 2015]. Однако спецификации рассмотренных уравнений не являлись в явном виде кривой Филлипса и учитывали лишь адаптивные ожидания в рамках формирования инфляционной динамики.

Структура данной статьи выглядит следующим образом. После обзора литературы следует описание используемых данных. Затем идет описание модели, за которым следуют результаты оценок и заключение.

2. Описание данных

В данном исследовании используются квартальные данные, взятые из таких источников как Росстат, IFS (база данных Международного валютного фонда) и FRED (база данных Федерального резервного банка Сент-Луиса). Данные покрывают период с I квартала 2000 г. по III квартал 2014 г. Из широкого пула используемых данных были выделены переменные, используемые в исследовании: инфляция по дефлятору ВВП и ИПЦ, инфляция по дефлятору выпуска за исключением экспорта, реальный обменный курс, реальные затраты на единицу труда (*real unit labour costs*), разрыв выпуска, спред между долгосрочной и краткосрочной процентными ставками (ставки денежного рынка и по кредитам соответственно), темп роста реальной цены нефти¹. Большинство из этих переменных не входят в явном виде в уравнения, а используются в качестве инструментов при оценивании. Все показатели инфляции в данной работе рассматриваются как отношение цен к предыдущему кварталу. Дефлятор ВВП за вычетом экспорта был получен аналогично работе [Дубовски, Кофанов, Сосунов, 2015], с той разницей, что вместо рядов объема и стоимости нефти, газа и нефтепродуктов использовались ряды объема и стоимости всего экспорта, с помощью которых строился ряд стоимости экспорта в ценах предыдущего квартала.

Рассматриваемый период был ограничен сверху III кварталом 2014 г. ввиду последовавшего введения нового режима денежно-кредитной политики, что могло привести к изменению структуры инфляционных процессов². Однако относительно короткий интервал наблюдений в рамках режима инфляционного таргетирования пока не позволяет оценивать модель со структурным сдвигом.

Количество наблюдений на рассматриваемом периоде невелико, однако в других работах рассматривается аналогичный период. Использование месячных данных в общем случае может не иметь преимуществ перед квартальными, так как при определенных предположениях о памяти процесса месячные данные требуют включения в модель большего количества лагов. ВВП и его дефлятор в России строятся именно в квартальном разрезе, поэтому получение месячных данных может потребовать создания некоторых искусственных дезагрегированных рядов (в том числе для ряда разрыва выпуска), что может внести дополнительную ошибку в полученные оценки.

Графики трех различных видов инфляции, очищенных от сезонности при помощи процедуры $x-13$, представлены на рис. 1. Из графика видно, что инфляция, рассчитанная на основе дефлятора ВВП, демонстрирует существенный скачок во время мирового финансового кризиса 2008 г., что обусловлено сильным падением номинального выпуска

¹ Для построения дефляторов имплицитным способом и разрыва выпуска (только реальный выпуск) использовались данные по реальным и номинальным ВВП и экспорту, взятые из базы Росстата. Реальные затраты на единицу труда строятся на основе данных о фонде заработной платы и номинальном ВВП, взятых из базы Росстата. Данные по реальному эффективному обменному курсу и ставкам денежного рынка и по кредитам взяты из базы данных IFS. Ряд реальной цены нефти конструируется на основе данных по номинальной долларовой цене нефти и долларовому индексу потребительских цен, взятых из базы данных FRED.

² Более подробно об изменении кросскорреляционных свойств между макроэкономическими переменными можно прочитать в статьях [Дробышевский, Полбин, 2016; Полбин, 2017].

из-за снижения цен на нефть. Инфляция, рассчитанная на основе дефлятора ВВП за вычетом экспорта (основной частью которого является нефть), ведет себя не столь радикально. Наиболее сглаженную динамику имеет ряд инфляции, рассчитанной на основе ИПЦ.



Рис. 1. Три показателя инфляции

Использование процедуры сезонной корректировки опирается на следующую логику. Наблюдаемые данные могут содержать в себе сезонные компоненты. Теоретические модели, из которых выводится кривая Филлипса, не предполагают наличия какой-либо сезонности в ряде инфляции. Поэтому наша задача состоит в разделении наблюдаемого ряда инфляции на сезонную и основную компоненты, последняя из которых и будет использоваться для оценки кривой Филлипса как в наибольшей степени соответствующая ряду, рассматриваемому в теоретических моделях. Некорректное выделение сезонной компоненты может продуцировать ошибку наблюдения нужного нам ряда инфляции, что может приводить к смещенным оценкам коэффициентов, в том числе ввиду возможной коррелированности регрессоров с ошибками. В данной работе мы используем наиболее продвинутый метод $x-13$, который сейчас активно используется в экономической литературе. Это дает нам возможность предполагать, что полученный ряд достаточно точно очищен от сезонности и смещение эмпирических оценок статистически и экономически минимально.

Следует также оговориться про метод дефлятирования, который используется в работе. В некоторых зарубежных экономиках дефлятор выпуска считается методом двойного дефлятирования. В российской статистике отсутствует ряд дефлятора, рассчитанный таким образом, поэтому мы используем имплицитный дефлятор, полученный как отношение динамики добавленной стоимости в текущих ценах к динамике ВВП в постоянных ценах, которая определяется, главным образом, методом экстраполяции, т.е. динамикой валового выпуска, в основном основанного на динамике данных в натуральном вы-

ражении. Первая процедура считается наиболее корректным методом расчета соответствующего ценового индекса. Однако имплицитный дефлятор, рассчитанный методом экстраполяции, не является в корне другим объектом, а лишь представляет собой попытку оценки того же ряда, пусть и с некоторой ошибкой. При отсутствии подходящей статистики мы предполагаем, что такой ряд достаточно хорошо реплицирует интересующий нас показатель уровня цен и его можно использовать для получения валидных статистических оценок.

Ряд разрыва выпуска, полученный посредством фильтра Ходрика – Прескотта, представлен на рис. 2.

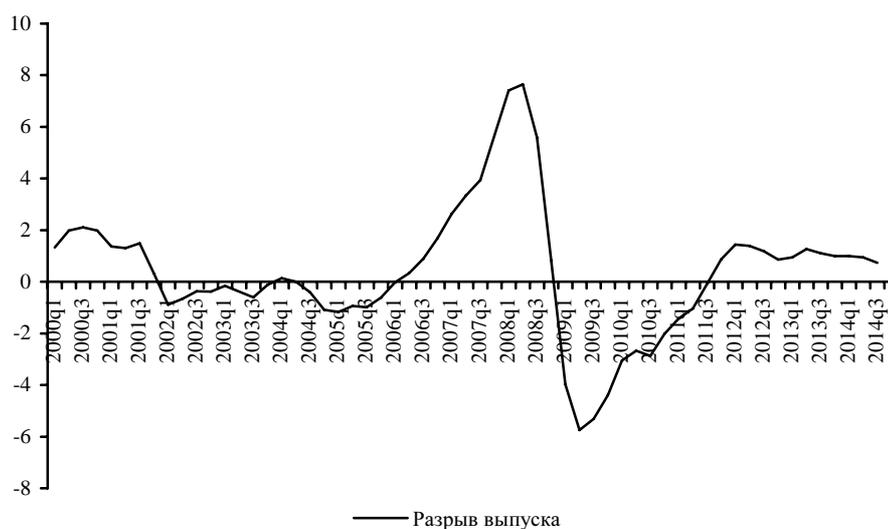


Рис. 2. Разрыв выпуска

3. Описание модели

В данной работе основной спецификацией модели является гибридная неокейнсианская кривая Филлипа, в которой в качестве прокси для фазы делового цикла используется разрыв выпуска. В явном виде уравнение выглядит следующим образом:

$$(3) \quad \pi_t = \lambda gap_t + \beta_f E_t \pi_{t+1} + \beta_b \pi_{t-1} + \varepsilon_t,$$

где gap_t – разрыв выпуска; π_t – инфляция.

Стандартным подходом при оценке кривой Филлипа является использование инфляции, построенной при помощи дефлятора ВВП либо ИПЦ. Однако эти переменные характеризуют несколько больше, чем внутреннюю инфляцию в экономике, так как включают в себя динамику цен товаров, направленных на экспорт, либо динамику цен импортных товаров соответственно. Важная идея данной работы состоит в использова-

нии дефлятора ВВП за вычетом экспорта. Теоретические модели, лежащие в основе кривой Филлипса, предполагают наличие товарных рынков с монополистической конкуренцией и жесткими ценам. В данных моделях динамическое уравнение кривой Филлипса описывает постепенную подстройку цен к изменению предельных издержек. По нашему мнению, выполнение данных предпосылок более релевантно для цен отечественных товаров, идущих на внутреннее потребление, а не для всего множества российских товаров, так как для экспортных товаров, в основном биржевых, выполняется закон единой цены, т.е. динамика цен экспортных товаров описывается другими механизмами. В связи с этим разумным кажется исключить данный тип товаров из индекса цен. Динамика цен на импортные товары также должна описываться иначе, в частности, зависеть от изменения валютного курса. В таком случае модель требует существенных модификаций, и было решено оставить это для дальнейших исследований и оценивать классическую кривую для внутренних цен. В итоге можно заключить, что дефлятор ВВП за вычетом экспорта не включает в себя в явном виде ни цены экспортируемых товаров, ни импортируемых, поэтому такой показатель в большей степени соответствует теоретическим моделям.

Заметим, что данная спецификация существенно отличается от работы [Соколова, 2014], в которой инфляция строилась на основе индекса цен производителей, включающего цены экспортных товаров. Помимо этого, использование квартальных данных, а не месячных, предполагает другую оценку степени инерции инфляции.

При достаточно небольшом количестве наблюдений, имеющихся в распоряжении, существенным является вопрос выбора наиболее корректного метода оценивания рассматриваемого уравнения. Использование какого-либо ряда инфляционных ожиданий в явном виде не представляется возможным по ряду причин. Во-первых, существующая статистика по инфляционным ожиданиям насчитывает длину всего в несколько лет. Во-вторых, существует лишь ряд ожиданий для ИПЦ, но не для дефлятора. Также вызывают вопросы качество и интерпретация данной статистики, так как дискуссионным является метод комбинирования мнений экспертов и репрезентативных экономических агентов (домохозяйств) для получения инфляционных ожиданий.

Ввиду невозможности использовать ряд ожиданий инфляции в явном виде, разумным кажется обратиться к обобщенному методу моментов (GMM). Данный метод оценивания дает возможность записать валидные моментные условия без использования ряда ожидаемой инфляции в явном виде при грамотном подборе инструментов. В качестве основного метода оценивания был выбран CUE (непрерывно обновляющийся GMM). Основным преимуществом данного метода по сравнению с двухшаговым GMM является меньшее смещение на малых выборках, а также большая валидность статистики J-теста Хансена на сверхидентификацию³. Во всех рассмотренных моделях используются стандартные ошибки HAC со спектральным квадратичным ядром и автоматическим выбором ширины окна по Вильгельму.

В работах [Gali, Gertler, 2001; Gali, Gertler, Lopez-Salido, 2005] уравнение гибридной кривой Филлипса выведено в рамках теоретической модели, предполагающей постоянную нулевую равновесную инфляцию. Данная предпосылка является достаточно сильной и дискуссионной, поэтому, следуя логике работы [Cogley, Sbordone, 2008], было решено включать в уравнения кривой Филлипса не уровень инфляции, а ее отклонение от трен-

³ См.: [Hansen, Heaton, Yaron, 1996].

да, выделенное при помощи фильтра Ходрика – Прескотта. Такая спецификация позволяет отказаться от предпосылки нулевой инфляции в стационарном состоянии экономики и допускает вариативность тренда инфляции во времени (что можно трактовать даже как изменение цели по инфляции у ЦБ в общем случае). Это также явным образом отличает нашу спецификацию от спецификации работы [Соколова, 2014].

4. Результаты оценок

Общим набором инструментов для всех моделей являются первый и второй лаги объясняющих переменных (инфляции и разрыва выпуска). Также в модели в качестве инструментов в разных комбинациях включаются лаги (первый и второй) изменения реального курса рубля, изменения цен на нефть и спреда между ставками процента (по кредитам и денежного рынка). Все построенные модели оказались в существенной степени робастными к увеличению лагов переменных, включенных в набор инструментов.

В табл. 1 представлены оценки модели с инфляцией, построенной на основе дефлятора ВВП. Из табл. 1 видно, что все модели имеют достаточно высокий уровень значимости J-теста (более 10%), что позволяет говорить о моментных условиях как о валидных. Что касается оцененных коэффициентов, то значимыми оказались и назад смотрящая и вперед смотрящая компоненты инфляции, что может свидетельствовать в пользу гибридной модели при сравнении со стандартной неокейнсианской кривой Филлипса, включающей в себя лишь рациональные ожидания инфляции. При этом во всех моделях чуть больший вес имеет вперед смотрящая компонента.

Коэффициент при разрыве выпуска почти во всех моделях получился незначимым (лишь в двух моделях он значим на пятипроцентном уровне), что может быть объяснено, например, некоторым размытием инфляции ценами экспортируемых торгуемых товаров (в основном нефти), которые не связаны напрямую с фазой делового цикла в России. В таком случае деловой цикл в России не должен влиять на цены экспортируемых товаров, так как они являются торгуемыми и подчиняются закону единой цены (Россия явно имеет крайне ограниченное влияние на конъюнктуру мировых рынков).

Таблица 1.

Кривая Филлипса для дефлятора ВВП

	p	r	s	rp	rs	ps	rsp
beta_f	0,69*** (0,04)	0,74*** (0,06)	0,72*** (0,04)	0,69*** (0,04)	0,72*** (0,03)	0,76*** (0,04)	0,73*** (0,03)
beta_b	0,65*** (0,05)	0,58*** (0,06)	0,59*** (0,05)	0,66*** (0,04)	0,60*** (0,03)	0,35** (0,13)	0,61*** (0,03)
lambda	0,02 (0,02)	0,07* (0,03)	-0,05 (0,03)	0,02 (0,02)	-0,05 (0,03)	-0,21* (0,10)	-0,05 (0,03)
J-Test p-value	0,61	0,45	0,67	0,79	0,84	0,72	0,86
Num. obs.	55	55	55	55	55	55	55

Примечание. Здесь и последующих таблицах p, r и s в названиях столбцов означают включение изменения реальной цены нефти, изменения реального курса рубля и спреда между процентны-

ми ставками соответственно в набор инструментов; λ – оценка коэффициента при разрыве выпуска; β_f – оценка коэффициента при ожидаемой инфляции; β_b – оценка коэффициента при лаге инфляции; в скобках указаны стандартные ошибки. *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$.

В табл. 2 представлены аналогичные результаты для инфляции, полученной на основе ИПЦ. В данном случае J-тест во всех моделях имеет достаточно высокий уровень значимости, что позволяет говорить о вероятной адекватности моментных условий. Основным отличием данных спецификаций является отрицательный значимый коэффициент при разрыве выпуска. Данный результат противоречит некоторым теоретическим моделям, однако согласуется с результатами работы [Gali, Gertler, 1999], где авторы объясняют противоречивый знак при разрыве выпуска в уравнении кривой Филлипса тем, что в реальных данных разрыв выпуска несколько опережает инфляцию в рамках фазы делового цикла, хотя теория предсказывает обратное. Помимо этого, вероятное объяснение может крыться в двух разнонаправленных по действию на инфляцию каналах. Во-первых, падение нефтяных цен во время кризиса 2008 г. в России являлось негативным трансфертом богатства в российскую экономику (весьма перегретую, с большим положительным разрывом выпуска), что сдвигало кривую совокупного спроса и оказывало понижающее давление на инфляцию. Во-вторых, при плавной девальвации наблюдалась явная рублевая инфляция не только импортных товаров в потребительской корзине, но также и промежуточных импортных товаров, что явным и неявным образом отражается в ИПЦ.

В данных моделях (для инфляции, рассчитанной на основе ИПЦ) вперед смотрящие ожидания инфляции имеют уже существенно больший вес, что, вероятно, отражает включение цен импортных товаров в саму инфляцию. Экономические агенты лучше предсказывают инфляцию, ожидая переложения импортных цен во внутренние с некоторым лагом, так как явным образом наблюдают действие канала номинального курса.

Таблица 2.

Кривая Филлипса для ИПЦ

	ρ	γ	s	$\rho\gamma$	rs	ρs	$\rho s\gamma$
β_f	1,60*** (0,32)	1,28*** (0,27)	1,32*** (0,21)	1,78*** (0,33)	1,41*** (0,22)	1,33*** (0,17)	1,37*** (0,18)
β_b	0,34*** (0,10)	0,41*** (0,09)	0,39*** (0,09)	0,43*** (0,11)	0,39*** (0,09)	0,39*** (0,08)	0,38*** (0,07)
λ	-0,09** (0,03)	-0,07** (0,02)	-0,06** (0,02)	-0,11** (0,04)	-0,08** (0,03)	-0,07** (0,02)	-0,07** (0,02)
J-Test p-value	0,21	0,68	0,89	0,22	0,88	0,34	0,32
Num. obs.	55	55	55	55	55	55	55

Обратимся теперь к оценкам кривой Филлипса, где в качестве меры инфляции использовался темп роста дефлятора ВВП за вычетом экспорта. В табл. 3 представлены результаты оценок моделей с различными наборами инструментов. В данном случае мы снова видим несколько бóльшие по величине оценки коэффициента при ожидаемой инфляции (по сравнению с коэффициентом при лаге инфляции), что может свидетельствовать

вать в пользу гибридной спецификации модели кривой Филлипса. При этом коэффициент при разрыве выпуска получился значимым почти во всех моделях. Лишь в одной модели, где в качестве инструментов не присутствуют ни изменения реального обменного курса, ни изменения реальных цен на нефть, данный коэффициент оказался незначимым, что может говорить о возможном отсутствии существенных инструментов в данной модели. Достаточно робастное поведение всех коэффициентов модели при изменении набора инструментов, а также высокие значения уровня значимости J-теста, могут свидетельствовать в пользу адекватности построенной модели (в терминах выполнения моментных условий). Как уже говорилось выше, в пользу корректности этих результатов может говорить тот факт, что метод CUE имеет значительно меньшее смещение на малых выборках и более валидные значения J-теста по сравнению с другими вариантами GMM. Однако мы должны понимать, что не застрахованы полностью от некоторого смещения оценок ввиду обсуждавшихся выше факторов, включающих в себя возможную неточную спецификацию модели и ошибки измерения данных при выделении сезонной компоненты и искусственном конструировании нужных нам рядов. Тем не менее использование современных эконометрических техник дает возможность предполагать, что возможные ошибки и смещения не столь существенны.

Таблица 3.

Кривая Филлипса для дефлятора ВВП без экспорта

	p	r	s	rp	rs	ps	rsp
beta_f	0,71*** (0,03)	0,70*** (0,03)	0,72*** (0,03)	0,69*** (0,03)	0,69*** (0,03)	0,68*** (0,03)	0,69*** (0,03)
beta_b	0,50*** (0,03)	0,52*** (0,03)	0,52*** (0,03)	0,53*** (0,03)	0,52*** (0,03)	0,53*** (0,03)	0,53*** (0,03)
lambda	0,03** (0,01)	0,04*** (0,01)	-0,03 (0,02)	0,04*** (0,01)	0,04*** (0,01)	0,07** (0,02)	0,04*** (0,01)
J-Test p-value	0,19	0,27	0,48	0,40	0,37	0,29	0,60
Num. obs.	55	55	55	55	55	55	55

Полученные результаты свидетельствуют в пользу того, что инфляция, рассчитанная на основе дефлятора ВВП за вычетом экспорта, наилучшим образом ложится на уравнение кривой Филлипса по сравнению с инфляцией, рассчитанной на основе дефлятора или ИПЦ. Это обусловлено тем, что в такой мере в инфляции не отражены в явном виде цены импортных и экспортных товаров. То есть о таком показателе в большей степени можно говорить как о некоторой мере «внутренней» инфляции, на которую и может оказывать влияние Банк России.

Помимо рассмотренных моделей, следуя работе [Gali, Gertler, 1999], были также оценены аналогичные модели с использованием реальной доли расходов на единицу труда. Результаты приведены в Приложении. Основным выводом является отсутствие робастных результатов относительно влияния реальных затрат на единицу труда, являющихся прокси для предельных издержек, на инфляционную динамику. Причиной этого может быть высокая жесткость российского рынка труда к изменению занятости в сово-

купности с возможностью легко влиять на реальные заработные платы в случае кризисной ситуации⁴.

Также была сделана попытка оценить рассмотренные уравнения не в отклонениях инфляции от некоторого тренда, а непосредственно в уровнях. Подавляющее большинство спецификаций демонстрировали недостаточный уровень значимости статистики J-теста Хансена, что свидетельствует о некорректности моментных условий, а также незначимые коэффициенты при переменных, характеризующих фазу делового цикла. Это также является некоторым свидетельством в пользу большей корректности моделей в отклонениях.

5. Заключение

В данном исследовании мы использовали различные меры инфляции для оценки уравнения кривой Филлипса на российских данных. Уравнения оценивались методом CUE с различными наборами инструментов. Преимуществом данного метода является меньшее смещение на малых выборках и большая валидность значений статистики J-теста Хансена на сверхидентификацию по сравнению со стандартным (двухшаговым) обобщенным методом моментов.

Полученные результаты, во-первых, свидетельствуют в пользу того, что инфляция, рассчитанная при помощи дефлятора ВВП за вычетом экспорта, наилучшим образом согласуется с уравнением кривой Филлипса по сравнению с инфляцией по дефлятору или по ИПЦ. Это обусловлено тем, что в такой мере в инфляции не отражены в явном виде цены импортных и экспортных товаров. То есть о таком показателе можно говорить как о некоторой «внутренней» инфляции.

Важно отметить, что разрыв выпуска получился значимым и положительно влияющим на инфляцию, что соответствует теоретическим результатам, так как этот показатель при некоторых предпосылках пропорционален предельным издержкам. При этом классический показатель реальных издержек на единицу труда в большинстве случаев получился незначимым. Причиной этого может быть высокая жесткость российского рынка труда к изменению занятости в совокупности с возможностью легко влиять на реальные заработные платы в случае кризисной ситуации.

Еще одним значимым результатом можно считать несколько больший вес ожидаемой инфляции по сравнению с ее лаговым значением во всех рассмотренных моделях. Можно предполагать, что со временем агенты вряд ли становятся менее рациональными в среднем, что дает возможность сделать рекомендацию денежным властям касательно политики инфляционного таргетирования. Более конкретно, денежные власти в существенной степени должны учитывать именно инфляционные ожидания экономических агентов и влиять на них, в том числе при помощи заявлений о своей политике, увеличения ее прозрачности и доверия к ней со стороны экономических агентов, а также другими нетрадиционными мерами денежно-кредитной политики.

⁴ Подробнее об особенностях российского рынка труда см.: [Гимпельсон, Капелюшников, Лукьянова, 2007; Гимпельсон, Капелюшников, 2015].

Приложение.

В данном приложении представлены оценки моделей, аналогичные тем, что представлены в основной части работы, однако вместо разрыва выпуска используются реальные затраты на единицу труда.

Таблица П1.

Кривая Филлипса для дефлятора ВВП

	p	r	s	rp	rs	ps	rsp
beta_f	0,70*** (0,03)	0,67*** (0,02)	0,86*** (0,11)	0,69*** (0,03)	0,87*** (0,08)	0,82*** (0,04)	0,81*** (0,03)
beta_b	0,66*** (0,06)	0,69*** (0,04)	0,38* (0,16)	0,68*** (0,05)	0,42*** (0,10)	0,44*** (0,06)	0,49*** (0,04)
lambda	-0,05* (0,02)	0,03 (0,03)	-0,09 (0,08)	-0,03 (0,02)	-0,05 (0,05)	-0,08 (0,04)	-0,04 (0,02)
J-Test p-value	0,51	0,38	0,55	0,66	0,76	0,69	0,78
Num. obs.	55	55	55	55	55	55	55

Примечание. Здесь и последующих таблицах p, r и s в названиях столбцов означают включение изменения реальной цены нефти, изменения реального курса рубля и спреда между процентными ставками соответственно в набор инструментов; lambda – оценка коэффициента при разрыве выпуска; beta_f – оценка коэффициента при ожидаемой инфляции; beta_b – оценка коэффициента при лаге инфляции; в скобках указаны стандартные ошибки. ***p < 0,001, **p < 0,01, *p < 0,05.

Таблица П2.

Кривая Филлипса для ИПЦ

	p	r	s	rp	rs	ps	rsp
beta_f	1,15*** (0,15)	1,15*** (0,23)	1,34*** (0,22)	1,08*** (0,12)	1,40*** (0,20)	1,21*** (0,14)	1,30*** (0,13)
beta_b	0,38*** (0,07)	0,33** (0,13)	0,31* (0,14)	0,36*** (0,06)	0,18 (0,16)	0,38*** (0,08)	0,27** (0,08)
lambda	0,04** (0,01)	0,03 (0,02)	0,04* (0,02)	0,03** (0,01)	-0,06 (0,07)	0,04** (0,01)	0,02 (0,01)
J-Test p-value	0,93	0,81	0,98	0,92	0,88	0,97	0,90
Num. obs.	55	55	55	55	55	55	55

Таблица ПЗ.

Кривая Филлипса для дефлятора ВВП без экспорта

	p	r	s	rp	rs	ps	rsp
beta_f	0,70*** (0,02)	0,71*** (0,02)	0,70*** (0,02)	0,72*** (0,02)	0,64*** (0,04)	0,72*** (0,03)	0,72*** (0,02)
beta_b	0,52*** (0,02)	0,49*** (0,02)	0,52*** (0,02)	0,50*** (0,02)	0,59*** (0,04)	0,46*** (0,04)	0,50*** (0,02)
lambda	-0,01 (0,01)	0,01 (0,02)	-0,00 (0,01)	-0,01 (0,01)	0,09* (0,04)	0,06 (0,04)	-0,02 (0,01)
J-Test p-value	0,90	0,76	0,92	0,45	0,61	0,48	0,64
Num. obs.	55	55	55	55	55	55	55

* *

*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Баранов А.О., Сомова И.А. Анализ основных факторов инфляционной динамики в России в постсоветский период // Проблемы прогнозирования. 2015. № 2. С. 16–32.

Гафаров Б.Н. Кривая Филлипса и становление рынка труда в России // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2011. Т. 15. № 2. С. 155–176.

Гимпельсон В.Е., Капелюшников Р.И. Российская модель рынка труда: испытание кризисом // Журнал Новой экономической ассоциации. 2015. Т. 26. № 2. С. 249–254.

Гимпельсон В.Е., Капелюшников Р.И., Лукьянова А.Л. Спрос на труд и квалификацию в промышленности: между дефицитом и избытком // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2007. Т. 11. № 2. С. 163–199.

Дробышевский С., Полбин А. О роли плавающего курса рубля в стабилизации деловой активности при внешнеэкономических шоках // Проблемы теории и практики управления. 2016. № 6. С. 66–71.

Дубовский Д.Л., Кофанов Д.А., Сосунов К.А. Датировка российского бизнес-цикла // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2015. Т. 19. № 4. С. 554–574.

Полбин А.В. Оценка влияния шоков нефтяных цен на российскую экономику в векторной модели коррекции ошибок // Вопросы экономики. 2017. № 10. С. 27–49.

Соколова А.В. Инфляционные ожидания и кривая Филлипса: оценка на российских данных // Деньги и кредит. 2014. Т. 11. С. 61–67.

Calvo G.A. Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework // Journal of Monetary Economics. 1983. Vol. 12. № 3. P. 383–398.

Cogley T., Sbordone A.M. Trend Inflation, Indexation, and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve // The American Economic Review. 2008. Vol. 98. № 5. P. 2101–2126.

Gali J., Gertler M. Inflation Dynamics: A structural Econometric Analysis // Journal of Monetary Economics. 1999. Vol. 44. № 2. P. 195–222.

- Gali J., Gertler M., Lopez-Salido J.D.* European Inflation Dynamics // *European Economic Review*. 2001. Vol. 45. № 7. P. 1237–1270.
- Gali J., Gertler M., Lopez-Salido J.D.* Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve // *Journal of Monetary Economics*. 2005. Vol. 52. № 6. P. 1107–1118.
- Hansen L.P., Heaton J., Yaron A.* Finite-sample Properties of Some Alternative GMM Estimators // *Journal of Business & Economic Statistics*. 1996. Vol. 14. № 3. P. 262–280.
- Kozicki S., Tinsley P.A.* Alternative Sources of the Lag Dynamics of Inflation. 2002.
- Lucas R.E.* Some International Evidence on Output-inflation Tradeoffs // *The American Economic Review*. 1973. Vol. 63. № 3. P. 326–334.
- Phelps E.S.* Money-wage Dynamics and Labor-market Equilibrium // *Journal of Political Economy*. 1968. Vol. 76. № 4. Part 2. P. 678–711.
- Phillips A.W.* The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861–1957 // *Economica*. 1958. Vol. 25. № 100. P. 283–299.
- Rotemberg J.J.* Sticky Prices in the United States // *Journal of Political Economy*. 1982. Vol. 90. № 6. P. 1187–1211.
- Rotemberg J.J.* Aggregate Consequences of Fixed Costs of Price Adjustment // *The American Economic Review*. 1983. Vol. 73. № 3. P. 433–436.
- Rudd J., Whelan K.* New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve // *Journal of Monetary Economics*. 2005. Vol. 52. № 6. P. 1167–1181.
- Samuelson P.A., Solow R.M.* Analytical Aspects of Anti-inflation Policy // *The American Economic Review*. 1960. Vol. 50. № 2. P. 177–194.
- Sargent T.J., Wallace N.* «Rational» Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule // *Journal of Political Economy*. 1975. Vol. 83. № 2. P. 241–254.
- Sbordone A.M.* Prices and Unit Labor Costs: a New Test of Price Stickiness // *Journal of Monetary Economics*. 2002. Vol. 49. № 2. P. 265–292.
- Sbordone A.M.* Do Expected Future Marginal Costs Drive Inflation Dynamics? // *Journal of Monetary Economics*. 2005. Vol. 52. № 6. P. 1183–1197.
- Taylor J.B.* Aggregate Dynamics and Staggered Contracts // *Journal of Political Economy*. 1980. Vol. 88. № 1. P. 1–23.

On the Estimation of the Phillips Curve for the Russian Economy

Andrey Zubarev

Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration,
82, Vernadskogo prosp., Moscow, 117517, Russian Federation.
E-mail: zubarev@ranepa.ru

This article focuses on the estimation of the hybrid New-Keynesian Phillips Curve with different kinds of price indices. This helps not only to find to what extent inflation in Russia reacts to the change in the phase of real business cycle, but also to estimate the ratio between agents with rational and adaptive expectations. Such knowledge might be crucial for monetary authorities, because the effectiveness of their policies depends on the understanding of inflation dynamics. Incorrect estimates of the share of rational economic agents can lead to errors in the conducting of monetary policy, which, in turn, may reduce the credibility of central bank amongst population and negatively affect the effectiveness of the future policy conduct.

The study uses three different measures of inflation based on the following indexes: the GDP deflator, the CPI, and the GDP deflator, net of export. The main method of estimation is the continuously updating general method of moments (CUE), which has a smaller bias on finite samples and more valid values of the Hansen J-test for the over identification compared to the standard generalized method of moments. Altogether, this makes the inference more valid.

The main conclusion is that it is the dynamics of inflation calculated on the basis of the GDP deflator, net of exports, that is best described by the Phillips curve equation, and that the output gap is significant and has a positive sign which is consistent with the theory. Mayhap this is due to the fact that the prices of imported and exported goods are not explicitly included to this measure of inflation, that is, it can be referred to as some "internal" inflation. Also, an important result is a slightly greater weight of forward looking expectations in the formation of the inflationary process.

Key words: Phillips Curve; inflation; deflator; output gap; GMM.

JEL Classification: E12, E3, E52, C22.

* *
*

References

- Baranov A.O., Somova I.A. (2015) Analiz osnovnykh factorov inflyacionnoy dinamiki v Rossii v postsovet'skiy period [The Analysis of the Main Factors of Inflation Dynamics in Russia during Postsoviet Period]. *Studies on Russian Economic Development*, 2, pp. 16–32.
- Gafarov B.N. (2011) Krivaya Phillipsa i stanovleniye rynka truda v Rossii [Phillips Curve and Labour Market in Russia]. *HSE Economic Journal*, 15, 2, pp. 155–176.
- Gympelson V.E., Kapelushnikov R.I. (2015) Rossiiskaya model rynka truda: ispytanie krizisom [Russian Labour Market Model: the Ordeal by Crisis]. *Journal of the New Economic Association*, 26, 2, pp. 249–254.
- Gympelson V.E., Kapelushnikov R.I., Lukianova A.L. (2007) Spros na trud i kvalifikaciu v promyshlennosti [Demand on Labour and Skill in Production Sector]. *HSE Economic Journal*, 11, 2, pp. 163–199.
- Drobyshevsky S., Polbin A. (2016) O roli plavayushchego kursa rublya v stabilizacii delovoy aktivnosti pri vneshneekonomicheskikh shokah [On the Role of a Floating Ruble Exchange Rate in Economic Activity Stabilization of External Economic Shocks]. *Theoretical and Practical Aspects of Management*, 6, pp. 66–71.
- Dubovskiy D.L., Kofanov D.A., Sosunov K.A. (2015) Datirovka rossijskogo bisness-cycla [Dating of the Russian Business Cycle]. *HSE Economic Journal*, 19, 4, pp. 554–575.
- Polbin A. (2017) Ocenka vliyania shokov neftyanykh cen na rossiiskuyu ekonomiyu v modeli korrekcii oshybok [Econometric Estimation of the Impact of Oil Prices Shock on the Russian Economy in VECM Model]. *Voprosy Ekonomiki*, 2017, 10, pp. 27–49.
- Sokolova A.V. (2014) Inflyacionnie ogidaniya i krivaya Phillipsa [Inflation Expectation and Phillips Curve]. *Money and Credit*, 2014, 11, pp. 61–67.
- Calvo G.A. (1983) Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 12, 3, pp. 383–398.
- Cogley T., Sbordone A.M. (2008) Trend Inflation, Indexation, and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve. *The American Economic Review*, 98, 5, pp. 2101–2126.
- Gali J., Gertler M. (1999) Inflation Dynamics: A structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44, 2, pp. 195–222.
- Gali J., Gertler M., Lopez-Salido J.D. (2001) European Inflation Dynamics. *European Economic Review*, 45, 7, pp. 1237–1270.
- Gali J., Gertler M., Lopez-Salido J.D. (2005) Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve. *Journal of Monetary Economics*, 52, 6, pp. 1107–1118.
- Hansen L.P., Heaton J., Yaron A. (1996) Finite-sample Properties of Some Alternative GMM Estimators. *Journal of Business & Economic Statistics*, 14, 3, pp. 262–280.
- Kozicki S., Tinsley P.A. (2002) *Alternative Sources of the Lag Dynamics of Inflation*.
- Lucas R.E. (1973) Some International Evidence on Output-inflation Tradeoffs. *The American Economic Review*, 63, 3, pp. 326–334.
- Phelps E.S. (1968) Money-wage Dynamics and Labor-market Equilibrium. *Journal of Political Economy*, 76, 4, Part 2, pp. 678–711.
- Phillips A.W. (1958) The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861–1957. *Economica*, 25, 100, pp. 283–299.
- Rotemberg J.J. (1982) Sticky Prices in the United States. *Journal of Political Economy*, 90, 6, pp. 1187–1211.

Rotemberg J.J. (1983) Aggregate Consequences of Fixed Costs of Price Adjustment. *The American Economic Review*, 73, 3, pp. 433–436.

Rudd J., Whelan K. (2005) New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve. *Journal of Monetary Economics*, 52, 6, pp. 1167–1181.

Samuelson P.A., Solow R.M. (1960) Analytical Aspects of Anti-inflation Policy. *The American Economic Review*, 50, 2, pp. 177–194.

Sargent T.J., Wallace N. (1975) «Rational» Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule. *Journal of Political Economy*, 83, 2, pp. 241–254.

Sbordone A.M. (2002) Prices and Unit Labor Costs: a New Test of Price Stickiness. *Journal of Monetary Economics*, 49, 2, pp. 265–292.

Sbordone A.M. (2005) Do Expected Future Marginal Costs Drive Inflation Dynamics? *Journal of Monetary Economics*, 52, 6, pp. 1183–1197.

Taylor J.B. (1980) Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy*, 88, 1, pp. 1–23.