

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛИТИКА

№ 6 декабрь 2011 Москва

ОИКОНОМИЯ • POLITIKA

Главный редактор Владимир May

Редакционная коллегия

Абел Аганбегян, Кристилина Георгиева,
Елена Карпухина, Вадим Новиков,
Александр Радыгин, Сергей Синельников—
Мурылев (заместитель главного редактора),
Владимир Фаминский (заместитель главного
редактора), Ксения Юдаева.

Российская академия народного хозяйства
и государственной службы при Президенте РФ
и Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара
Издаётся при поддержке Всемирного Банка

МАКРОЭКОНОМИКА И РЕАЛЬНОСТЬ

Кристофер А. СИМС

профессор,
Принстонский университет (США)

Оикономика • Политика

ПОЛИТИКА
ОИКОНОМИКА

Существующие стратегии эко-
нометрического анализа макроэкономических процессов
регулярно подвергаются серьезной
критике. В данной работе рассматри-
ваются приводимые аргументы, и ут-
верждается, что при их совместном
анализе становится фактически мало-
вероятной возможность идентифика-
ции макроэкономических моделей,
как обычно предполагает существую-
щая статистическая теория; исследу-
ются выводы из этого заключения,
и представлен пример нестандартной
эконометрической работы с учетом
возражений против стандартного
подхода эконометрики.

Исследование делового цикла,
колебаний в агрегированных пока-
зателях деловой активности и цен за
период от одного года до десяти лет
составляет значительную часть того,
что мы называем макроэкономикой.
Большинство экономистов согла-
сят с тем, что существует большое
количество макроэкономических
переменных, циклические колеба-
ния которых представляют интерес,
и они взаимосвязаны. Вполне ло-
гично и то, что статистические мо-
дели, включающие большие объемы
макроэкономических показателей,
должны быть базой противопостав-
ления макроэкономических теорий
действительности и соответственно
друг другу.

Хотя крупномасштабные статис-
тические макроэкономические моде-
ли существуют и довольно успешны,
наблюдается серьезный скептицизм
относительно ценности этих моде-
лей среди тех экономистов, которые

Sims Ch. A. Macroeconomics and Reality //
Econometrica, 1980. Vol. 48. No 1. P. 1—48.
Печатается с сокращениями.

Перевод с английского В. Носова.

* Исследование для этой работы было под-
держано NSF Grant Soc-76-02482. Вычисления
выполнил Ларс Хансен. В работе были учтены
замечания многих коллег, в том числе Томаса
Дж. Сарджента и Финна Кюдланда.

не занимаются их построением или использованием. По-прежнему редким является планирование и выполнение эмпирического исследования в рамках одной большой макроэкономической модели. В этой работе я намереваюсь обсудить некоторые аспекты данной ситуации, пытаясь объяснить ее и предложить некоторые пути ее усовершенствования.

Я буду утверждать, что подход, на основе которого создатели моделей выдвигают требования к характеру связи между этими моделями и действительностью, «идентифицируют» эти модели, является неприемлемым — подобную «идентификацию» этих моделей нельзя воспринимать всерьез. Это — проверенное, принимаемое всеми утверждение; и есть старые добрые причины верить ему¹, но есть и такие, которые были выдвинуты значительно позже. После того как я докажу несостоятельность идентификации существующих крупномасштабных моделей, я попытаюсь выяснить, что должно быть сделано для их усовершенствования. Аргументация такова: крупномасштабные модели, несмотря на их несостоятельность, действительно выполняют полезные функции прогноза и стратегического анализа; ограничения, введенные в используемом сегодня способе идентификации моделей, не являются важными для построения модели, способной выполнить эти функции, однако абсолютно безвредны; возможно создание альтернативного способа идентификации моделей, который будет более практичен.

Наконец, мы рассмотрим некоторую эмпирическую работу, основанную на альтернативном подходе макроэконометрики. Динамическая система с шестью переменными оценена без использования теоретических прогнозов. Ограничение на систему, которая подразумевает, что шоки валютной политики могут объяснить почти все циклические колебания экономики в реальных переменных, проверено с точки зрения сложной неомонетаристской интерпретации и отклонено. В случае более стандартной макроэконометрической интерпретации также отклонено ограничение, рассматриваемое как практический подтвержденная гипотеза об уравнениях заработной платы кривой Филлипса, или уравнений, объединяющих заработную плату и цены.

1. Маловероятная идентификация

Происхождение «априорных ограничений»

Обсуждая статистическую теорию, мы говорим, что модель идентифицирована, если выбранные параметры модели соответствуют наблюдаемым моделям поведения для переменных в рамках модели. Если полученная нами из экономической теории (которую мы обычно имеем в виду, говоря о структурной базе модели) параметризация не может быть идентифицирована, мы всегда можем преобразовать пространство параметров так, чтобы их позиции в оригинальном пространстве параметров, которое предполагает эквивалентное поведение, совпадали с позициями в новом пространстве. Это называют нормализацией. Очевидный пример — ситуация, в которой мы оцениваем сокращенную модель, не имея идентифицированной синхронной модели в структурной форме. В таком случае, достигнув идентификации за счет процесса нормализации, мы признаём, что отдельные уравнения модели

¹ Т.-Ч. Лю представил убедительные доказательства в пользу этого утверждения в классической статье (*Liu T.C. Underidentification, Structural Estimation, and Forecasting // Econometrica. 1960. Vol. 28. P. 855—865.*)

не являются результатом исследований в рамках экономической теории. Вместо того чтобы использовать сокращенную модель, мы могли бы провести нормализацию за счет требования ортогональности остаточных членов в уравнениях и треугольности матрицы коэффициентов текущих эндогенных переменных. В итоге нормализации получается случайная цепочка Вольда, которая приводит к уравнениям, являющимся линейными комбинациями уравнений сокращенной модели. Такая ситуация возможности многократной нормализации не вызывает никакого беспокойства.

Аналогично, когда мы оцениваем полную систему уравнений, описывающих спрос на товар, мы осознаём, что набор уравнений, в которых каждое количество товара появляется только однажды, в левой части уравнения, и все цены находятся справа, является не более чем одной из многих возможных нормализаций системы уравнений, описывающих спрос. В принципе, мы понимаем, что не имеет смысла расценивать «спрос на мясо» и «спрос на обувь» как проявление разных категорий поведения, больше чем имело бы смысл расценивать «цену мяса» и «цену обуви» уравнения как продукты различных категорий поведения, если мы нормализовали систему, включающую цены и количество товара. Тем не менее мы действительно иногда оцениваем небольшую часть полной системы спроса вместе с частью полной системы предложения — например, спрос и предложение на мясо. Общепринятой и разумной практикой является выбор такого агрегирования и ограничения, чтобы наша небольшая система частичного равновесия пропустила большинство известных нам цен, входящих в спрос, и по возможности включила отобранный нами набор внешних переменных, которые, как мы ожидаем, являются особенно важными в объяснении изменения в спросе на мясо (например, фиктивная переменная Пасхи в регионах, где много людей покупают ветчину на пасхальный обед).

Хотя отдельные уравнения спроса при использовании частичного равновесия вполне могут вызвать множество ограничений, очевидно, что система уравнений спроса, выведенных из таких моделей частичного равновесия, может обладать нежелательными свойствами. В действительности разумные ограничения, полезные для построения частичного равновесия, при взаимосвязи посредством большого количества различных категорий спроса приводят к неверной системе ограничений.

Этот вывод совсем не нов, он уже был сделан, например, Ц. Грилихесом² в его критике уравнений потребления первой версии модели Брукингза, а также У. Брэйнарда и Дж. Тобина³ в отношении моделей финансового сектора вообще. И, конечно, на основании этого вывода была проведена масштабная работа для построения эконометрически функциональных моделей, годных к употреблению для полных систем уравнений спроса и уравнений факторов спроса.

Причина для новой оценки опасности спецификации «одно уравнение в один момент времени» большой макромодели состоит в том, что степень, до которой различия среди уравнений в больших макроэкономических моделях являются собой нормализацию, а не отражают реальные структурные различия, не получила большого значения. В версии модели Федеральной резервной системы и Массачусетского технологического института, о которой сооб-

² Griliches Zvi. The Brookings Model: A Review Article // Review of Economics and Statistics. 1968. Vol. 50. P. 215—234.

³ Brainard W.C., Tobin J. Pitfalls in Financial Model Building // American Economic Review. 1968. Vol. 58. P. 99—122.

щают в А. Андо и др.⁴, например, существенная часть интересных поведенческих уравнений финансового сектора является уравнениями спроса на определенные активы. Потребление, конечно, представлено уравнениями спроса, а предложение рабочей силы и спроса на жилье также в принципе представляет собой компоненты системы уравнений, описывающих общественное распределение ресурсов. Таким образом, резкое возражение против спецификации «одно уравнение в один момент времени», которое обычно высказывается по отношению к финансовым уравнениям или к уравнениям потребления как к подгруппе, относится к целому набору уравнений.

Если большие блоки уравнений, которые обычно рассматриваются как проблемы спецификации в «секторах» модели, фактически отличает друг от друга только нормализация, то «экономическая теория» говорит нам о них главным образом только то, что любая переменная, которая появляется на правой стороне одного из этих уравнений, находится на правой стороне всех уравнений. Таким образом, модели строятся с совершенно разными наборами переменных в правой части уравнений не за счет экономической теории, а за счет (в случае уравнений спроса) интуиции; здесь вовлекается в процесс эконометрическая версия психологии и социологической теории начиная с ограничения функций полезности. Кроме того, если эти наборы уравнений в процессе спецификации не рассматриваются как система, поведенческие значения ограничений во всех уравнениях, взятые вместе, могут оказаться куда менее разумными, чем ограничения на любое отдельно взятое уравнение.

Классическая парадигма идентификации системы синхронных уравнений — спрос и предложение на сельскохозяйственную продукцию. Там мы склонны говорить об уравнении предложения как о проявлении поведения фермеров и об уравнении спроса как об отражении поведения потребителей. Подобное использование языка, при котором уравнения трудовых ресурсов относятся к «рабочим», уравнения потребления — к «потребителям», уравнения спроса на активы — к «вкладчикам», иногда затеняет различие в макромоделях между нормализованными и структурно идентифицированными уравнениями⁵. Однако различие между «работодателями» и «исследователями», с одной стороны, и «потребителями» и «рабочими» — с другой, действительно имеет некоторое структурное обоснование. Конечно, есть политика, способная вбить клин между ценами спроса и предложения на сделки между «бизнесом» и «домохозяйствами», разницей между которыми мы обеспокоены. Кроме того, если поведение деловых кругов предполагается конкурентным, то деловой сектор просто проводит эффек-

⁴ Ando A., Modigliani F., Rasche R. Equations and Definitions of Variables for the FRB-MIT-Penn Econometric Model, November 1969 // Econometric Models of Cyclical Behavior. Vol. I / G.B. Hickman (ed.). N.Y.: Columbia University Press, 1972. P. 543—600 (NBER Studies in Income and Wealth. No 36).

⁵ В работе Л. Гурвича (*Hurwicz L. On the Structural Form of Interdependent Systems // Logic, Methodology, and the Philosophy of Science / E. Nagel et al. (eds.)*). Stanford: Stanford University Press, 1962) показано, что система уравнений, идентифицированных через нормализацию, не является идентифицированной системой. Идентифицированными являются структурные уравнения, которые однозначно остаются инвариантными при некотором «вмешательстве» в систему. В парадигме спроса и предложения вмешательство в модель является акцизом. Не исключено, что система уравнений спроса может быть структурной в изложении Гурвича—Макфаддена (*McFadden D. Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior // Frontiers in Econometrics / P. Zarembka (ed.)*. N.Y.: Academic Press, 1974. P. 105—142) представил пример структурной интерпретации уравнения спроса, в котором идентифицированные вмешательства являются дополнениями в список доступных товаров. Но ничего подобного анализу Макфаддена не существует или не может быть разработано для оправдания структурных различий между предложением труда и потреблением.

тивное внедрение доступной технологии в ответ на изменения спроса. Тогда различие между бизнесом и домохозяйствами становится различием между «природой» и «вкусами», на которое опирается идентификация примера спрос—предложение. Идея, что погода затрагивает предложение зерна и не затрагивает (не сильно затрагивает) спрос на зерно, в то время как этническая и демографическая структура оказывает влияние на спрос на зерно, но не влияет (не сильно влияет) на предложение зерна, является источником для идентификации ограничений. Противопоставление вкусов и природы служит источником существенных ограничений идентификации в больших макромоделях, но число таких доступных ограничений относительно числа уравнений и переменных в больших макромоделях — невелико.

Динамика

Тот факт, что большие макроэкономические модели являются динамичными, как мы увидим ниже, создает благоприятную почву для возникновения ложных «априорных» ограничений, но он перестает быть значимым при сокращении разумной базы для введения ограничений идентификации, о которых говорилось в предыдущем разделе. Если мы принимаем аргумент современной антиинтервенционистской школы, что динамические макроэкономические модели не должны нарушать принцип «самоочищения» рынков⁶, то динамика не вызывает новых проблем в этом отношении; деловой сектор целеустремленно преследует цель получения прибыли согласно направлению наблюдаемого ценового вектора, так что различие между деловым сектором в динамической и в статической моделях заключается только в том, есть ли у границы эффективности динамические элементы. Если вместо этого мы принимаем точку зрения, что сами цены способны приспособиться лишь в весьма незначительной степени, мы оказываемся в сложной ситуации «экономики нарушенного равновесия». Эта фраза, на мой взгляд, должна обозначить ситуацию, при которой мы не можем предполагать, что настроение деловых кругов является нечувствительным к изменениям во вкусах общества. Причина состоит в том, что настроение деловых кругов в ситуации, когда рынки не очищаются самостоятельно, должно зависеть не только от гипотетических текущих цен, но также и от того, продолжается ли какое-либо нормирование в настоящий момент, — в качестве примера можно взять избыточный спрос в теории Вальраса. Если степень избыточного спроса или предложения на рынке труда влияет на поведение работодателя, то аналогичным путем любая другая переменная, которую мы полагаем связанной с решениями трудовых ресурсов, входит в динамическое уравнение спроса на труд.

Дж. Д. Саргэн⁷ несколько лет назад рассматривал проблему идентификации синхронных уравнений в моделях, содержащих и отстающие зависимые переменные, и периодически коррелирующие остаточные члены. Он пришел к обнадеживающему выводу о том, что при исключении нескольких особых случаев обычные правила для проверки идентификации в модели с последовательными некоррелированными остаточными членами применяются одинаково хорошо и по отношению к моделям с последовательно коррелированными остаточными членами. В частности, обычно было бы разумно сов-

⁶ Эта позиция убедительно изложена у Р. Лукаса (*Lucas R.E., Jr. Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis // The Econometrics of Price Determination / Board of Governors of the Federal Reserve. Washington, DC, 1972. P. 50—59*).

⁷ *Sargan J.D. The Maximum Likelihood Estimation of Economic Relationships with Autoregressive Residuals // Econometrica. 1961. Vol. 29. P. 414—426.*

местить изолированные зависимые переменные с исключительно внешними переменными для проверки условий идентификации, несмотря на то, что при последовательном методе оценки следует принимать во внимание наличие корреляции между изолированными зависимыми переменными и последовательно коррелированными остаточными членами. Хотя последовательная оценка таких моделей вызывает серьезные проблемы, анализ Саргэна предположил, что комбинация изолированных зависимых переменных и последовательной корреляции вряд ли помешает проведению идентификации.

Недавняя работа М. Хатанаки⁸, однако, проясняет, что оптимистическое заключение опирается на гипотезу, состоящую в том, что известны точные продолжительности лагов и порядки последовательной корреляции. На основании очевидно более разумного предположения, которое изолирует продолжительности и формы распределений лагов, не известных *a priori*⁹, Хатанака показывает, что порядковое условие принимает измененную форму: в этом случае мы должны отказаться от подсчета повторных возникновений той же самой переменной с различными задержками в единственном уравнении. В действительности это правило препятствует тому, чтобы изолированные зависимые переменные выступали в той же формальной роли строго внешних переменных в процессе идентификации; нам следует ожидать, что для идентификации уравнения мы должны будем определить местонахождение в других уравнениях системы как минимум одной строго внешней переменной, которая будет служить инструментом для каждой эндогенной переменной в правой части данного уравнения.

Применение критерия Хатанаки к крупномасштабным макромоделям не предполагает, что они не являются формально идентифицированными. У версии модели ФРС-МТИ¹⁰, например, есть более 90 переменных, определенных как строго внешние, в то время как большинство уравнений содержит не больше шести или восьми переменных. Однако критерий Хатанаки, сосредоточивающий внимание на различии между эндогенными и экзогенными переменными, приложим к моделям, повторно определяемым с более короткими списками экзогенных переменных. Многие — возможно большинство — из внешних переменных в модели ФРС-МТИ¹¹ или в модели Р. Фэйра¹² рассматриваются как внешние по умолчанию, а не как результат серьезных оснований для принятия на веру их экзогенности. Некоторые переменные рассматриваются как внешние по умолчанию, только потому что серьезное объяснение их экзогенности потребует усилий по обширному моделированию в сферах, далеких от приоритетных интересов создателей модели. К этой категории относятся и переменные сельскохозяйственной цены и продукции, цена

⁸ Hatanaka M. On the Global Identification of the Dynamic Simultaneous Equation Model with Stationary Disturbances // International Economic Review. 1975. Vol. 16. P. 545—554.

⁹ Говоря, что, очевидно, более разумно предположить, что мы не знаем длительность и форму лага *a priori*, я не хочу сказать, что не следует вводить разумных ограничений на длительность и форму лага в процессе оценки. Однако мы должны признать, что обрезание распределения лага является частью процесса оценки — длительность лага сама по себе так или иначе оценена, и когда наша модель не определена без допущения, что мы знаем длину лага, то она не идентифицирована. То же самое справедливо и для «выявления» одновременных уравнений путем введения «априорных» ограничений, состоящих в том, что коэффициенты, подтверждающие статистическую незначимость, равны нулю. Приравнивание таких коэффициентов к нулю может быть оправданной частью процесса оценки, но это не помогает идентификации.

¹⁰ Hall R.E. The Rigidity of Wages and the Persistence of Unemployment // Brookings Papers on Economic Activity. 1975. No 2. P. 301—350.

¹¹ Ibid.

¹² Fair R.C. A Model of Macroeconomic Activity. Cambridge, MA: Ballinger, 1974; 1976.

импортированного сырья и объем экспорта в модели ФРС-МТИ. Другие переменные рассматривают как внешние, поскольку они являются зависимыми от политики, даже при том, что у них очевидно имеется существенный эндогенный компонент. К этой категории относятся учетная ставка Федеральной резервной системы, расходы федерального правительства на товары и услуги и другие переменные. На мой взгляд, если список внешних переменных был тщательно пересмотрен и проверен в случаях, где экзогенность сомнительна, идентификация этих моделей по критерию Хатанаки могла бы оказаться неудачной, и в лучшем случае была бы слабой¹³, даже если несколько других причин сомнения относительно идентификации ограничений в макромоделях, перечисленных в этой работе, несущественны.

Ожидания

Итак, когда ожидаемые будущие значения переменной были значимы в поведенческом уравнении, они были заменены распределенным лагом той же самой переменной. Независимо от того, что можно сказать за или против этого, такая практика имела преимущество оказания несложных влияний на идентификацию. Поскольку в экономической теории основание для таких простых исправлений ожиданий было исследовано более глубоко, стало очевидно, что они необоснованы и что обоснованные обработки ожиданий существенно усложняют идентификацию. Не факт, что экономические модели всегда должны говорить о рациональном поведении при наличии неуверенности, то есть говорить о «рациональных ожиданиях», однако следует согласиться, что любая заметная обработка ожиданий, вероятно, подорвет многие исключения из ограничений, которые эконометристы привыкли считать самыми надежными. Хотя вкусы потребителей в США ни в коей мере не зависят от температуры в Бразилии, мы должны признать возможным, что американские потребители после прочтения в газетах о морозах в Бразилии могут попытаться запастись кофе в ожидании влияния морозов на цену. Таким образом, переменные, которые затрагивают предложение, входят в уравнение спроса через ожидаемую цену.

Анализ рациональных ожиданий поднимает эту проблему, и осуществление этого анализа может помочь нам достичь идентификации новым путем. Гипотеза рациональных ожиданий говорит нам, что ожидания должны быть сформированы оптимально. Мы можем снова идентифицировать уравнение спроса, налагая ограничения на температуру в Бразилии, для того чтобы включить эти ограничения в американский спрос на кофе только через его воздействие на оптимальный прогноз цены. К. Уоллис¹⁴ и Т. Сарджент¹⁵ (в числе прочих) показали, как это можно сделать. Р. Лукас¹⁶ предложил, чтобы это было сделано на начальной стадии работы над последствиями рациональных ожиданий в макроэкономике.

¹³ В этом случае сериейной корреляции неопределенной формы и отстающих зависимых переменных с неопределенной длиной лага модель определяется соотношением между структурными параметрами и регрессии эндогенных переменных с распределенным лагом на строго экзогенные переменные. Когда строго экзогенные переменные имеют низкую объяснительную силу, оценки эндогенных и экзогенных регрессий, вероятно, будут предметом больших выборочных ошибок, а идентификация может оказаться слабой.

¹⁴ Wallis K.F. Econometric Implications of the Rational Expectations Hypothesis // *Econometrica*. 1980. Vol. 48. P. 49—73.

¹⁵ Sargent T.J. Rational Expectations, Econometric Exogeneity, and Consumption // *Journal of Political Economy*. 1978. Vol. 86. P. 673—700.

¹⁶ Lucas R.E., Jr. Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis.

На мой взгляд, однако, рациональные ожидания являются более опасными для идентификации, чем принято считать. Когда мы вслед за Хатанакой избавляемся от предполагаемого априорного знания относительно лагов, в отсутствие ожидаемых элементов мы находим хотя и шаткое, но равновесие. По крайней мере, классическая форма идентификации ограничения — различие природы и вкусов, которое идентифицирует большинство моделей спроса и предложения, позволяет работать с критерием Хатанаки. При наличии ожиданий оказывается, что опора на априорное знание лагов задержки обязательна, даже когда у нас есть другие, экзогенные переменные, сдвигающие графики спроса и предложения.

Поведенческую интерпретацию проблемы идентификации можно продемонстрировать на очень простом примере¹⁷. Предположим, что фирма использует ресурсы на основе корректировки расходов и решение об использовании этих ресурсов должно быть сделано на последнем этапе перед фактическим производством. Далее предполагается, что у проблемы оптимизации есть квадратично-линейная структура (оправдывающая эквивалентность уверенности) и что единственный элемент неуверенности — вероятностный процесс, перемещающий кривую спроса. В этой ситуации решения фирмы об использовании ресурсов будут зависеть от прогнозов переменной изменения спроса. Но предположим, что процесс изменения спроса — это процесс приращения мартингала, — то есть что математическое ожидание всех будущих изменений спроса всегда является средним значением переменной. Тогда ожидаемая будущая кривая требования всегда одинакова, решения об используемых ресурсах всегда те же, и мы, очевидно, не можем рассчитывать оценить параметры динамической производственной функции на основании наблюдаемого поведения фирмы.

Кажущийся нетипичным, этот пример является репрезентативным для общей проблемы моделей, включающих ожидания. Такие модели подразумевают, что поведение зависит от математических ожиданий будущих цен (или других переменных). Чтобы гарантировать, что мы можем на основе наблюдаемого поведения обнаружить природу этой зависимости от будущих цен, мы должны так или иначе гарантировать, что у ожидаемых будущих цен есть достаточно широкий спектр изменения, чтобы идентифицировать параметры структуры. Обычно это требует ограничений на последовательную корреляцию во внешних переменных.

Конечно, в некотором смысле эти проблемы не являются чем-то новым. Если мы хотим оценить распределенный лаг регрессии u по x , мы должны всегда ограничивать x , чтобы он не был тождественно равен нулю. Новый элемент — то, что, при попытке оценить распределенный лаг регрессии u по x и ожидаемый x , изменение в ожидаемом будущем x всегда будет менее значимым, чем в прошедшем x , так что необходимые ограничения, вероятно, будут порядком величины, более строгим в моделях рациональных ожиданий. В качестве более показательного примера предположим, что наша поведенческая модель выглядит так:

$$c^*y(t) = b^{-*}p(t) + b^{+*}\hat{p}_t(t), \quad (1)$$

где: «*» обозначает непрерывное скручивание, \hat{p}_t — вероятностный процесс математических ожиданий. В момент времени t доступна информация о том,

¹⁷ Роберт Солоу пользуется в основном тем же примером в опубликованном комментарии (*Solow R.M. Comment // Brookings Papers on Economic Activity. 1974. Vol. 3. P. 733*) к моей более ранней работе.

что $b^+(s) = 0$ для $s > 0$, и $b^-(s) = 0$ для $s < 0$, и $c(s) = 0$, $s < 0$ ¹⁸. Для большей ясности уравнение (1) можно записать как:

$$c^*y(t) = \int_0^\infty b^{-*}(s)ds + \int_0^\infty b^+(-s)\hat{p}(t+s)ds. \quad (2)$$

Теперь предположим, что единственной информацией, доступной в момент времени t , являются нынешние и предыдущие значения p , и предположим, что p — постоянный процесс Маркова первого порядка, то есть что p может считаться решением стохастического дифференциального уравнения:

$$\dot{p}(t) = -rp(t) + e(t), \quad (3)$$

где e — белый шум. Тогда следует:

$$\hat{p}(t+s) = e^{-rs}p(t), \text{ где все } s > 0. \quad (4)$$

Поэтому уравнение (1) принимает форму

$$c^*y(t) = b^{-*}p(t) + p(t) + p(t)g(b^+), \quad (5)$$

где функция g задана как $g(b^+) = \int_0^\infty b^+(s)e^{-rs}$. В то время как мы можем ожидать оценивания $g(b^+)$ по наблюдаемому поведению y и p , знание $g(b^+)$ не будет определять b^+ , если у нас не будет достаточного количества ограничений на b^+ , чтобы сделать g функцией с одним неизвестным. Цепи Маркова первого порядка широко используются в качестве примеров в эконометрических обсуждениях, так как они удобны для анализа и не сталкивают нас с проблемой идентификации оценки b^- — прошлые значения p покажут достаточно серьезные изменения, чтобы идентифицировать b^- , даже если наше пространство параметров для b^- будет бесконечномерным. Это различие (потребность в достаточном количестве ограничений на b^+ лежит в одномерном пространстве, в то время как b^- для идентификации требует только слабого сглаживания) является различием порядка величины.

Могу предложить два варианта возражений на вышеупомянутый аргумент. Во-первых, разве мы не могли бы иметь дело с категорией исключительных случаев? Например, что произойдет, если мы исключим все процессы Маркова для p в предыдущем примере? Это небольшое подмножество всех постоянных процессов, однако при исключении его законной силы лишился бы аргумент размерности, используемый с целью показать неидентифицированность b^+ . Во-вторых, не является ли правдой то, что в большинстве случаев c , b^+ и b^- по отдельности не параметризуются, так что информация о c и b^- , которую мы приняли как допустимую, поможет нам определить b^+ ? Последний пункт возражения верен в любой момент, и это будет рассмотрено ниже. Предыдущий пункт возражения недействителен, и следующие параграфы содержат в себе аргумент, что эта проблема идентификации имеет место независимо от того, какой постоянный процесс создает p . Поскольку аргумент становится техническим, читатели с развитой интуицией могут пропустить это доказательство.

Если, скажем, b^+ квадратично интегрируем, а p — постоянный процесс с ограниченной спектральной плотностью, то термин $b^{+*}p(t)$ в (1) также является постоянным процессом. Кроме того, ошибка прогноза от использова-

¹⁸ Хотя это не имеет значения для наших рассуждений, в реальных примерах c , b^- и b^+ могут быть обобщенными функциями, так что c^*y , например, может быть линейной комбинацией производных от y .

ния b^+ в (1), когда b^+ верен, является постоянным вероятностным процессом с различием, заданным

$$s^2(\hat{b}^+, b^+) = \|\hat{b}^+ - b^+\|_R^2,$$

где

$$\|f\|_R = [\iint f(s)f(u)R(s,u)ds du]^{1/2} \quad (6)$$

и

$$R(s,u) = E[\hat{p}_r(t+s)\hat{p}_r(t+u)].$$

Теперь в условиях довольно слабых ограничений, требующих некоторого минимального сглаживания в автокорреляционной функции p , мы получаем неравенство вида

$$|R(s,u)| < R_1(s)R_2(u-s) \text{ при } u > s, \quad (7)$$

где $R_1(s)$ монотонно стремится к 0 при s , стремящемся к бесконечности, а R_2 интегрируем.

Мы определили оператор сдвига как $T^s f(t) = f(t-s)$. Теперь из уравнения (7) и определения $\|\cdot\|_R$ во втором уравнении (6) для $f(t) = 0$, $t < 0$ следует

$$\|T^s f\|_R^2 \leq R_1(s) \iint f(v)f(u)R_2(u-v)du dv. \quad (8)$$

Так или иначе $\|T^s f\|_R$ стремится к 0 при s , стремящемся к бесконечности, а мы доказали следующую гипотезу.

Гипотеза: если скользящее среднее значение p есть весовая функция, которая выглядит как $O(s^{-2})$, то никакой трансляционно-инвариантный функционал не является непрерывным относительно нормы $\|\cdot\|_R$, определенной во втором уравнении (6).

Очевидно, это означает, что L_2 и L_1 не непрерывны относительно $\|\cdot\|_R$. Получив этот результат в более конкретных условиях, мы показали, что, когда p удовлетворяет условиям суждения, мы можем сделать эффект ошибки оценки на уравнение (1), заданный через $s^2(\hat{b}^+, b^+)$, настолько малым, как нам захочется, в то же самое время делая квадратично интегрированные или абсолютные отклонения между b^+ и \hat{b}^+ настолько большими, как нам опять-таки хочется. Уравнение (1) не может использоваться, чтобы зафиксировать форму b^+ под этими общими условиями.

Так или иначе, мы должны использовать информацию об отношении с и b^- к b^+ или другую предшествующую информацию, чтобы априорно наложить существенные ограничения на b^+ . Ограничение на отношение с и b^- к b^+ является особенно перспективным, поскольку с и b^- вообще идентифицированы без значительных предшествующих ограничений. Например, ограничение симметрии, требующее от c^{-1} и b^+ зеркальности отображения, которое действительно появляется вследствие некоторых проблем оптимизации, могло бы оказаться достаточным для идентификации b^+ . Напротив, многие поведенческие структуры оставляют параметры, которые экономисты обычно не считали бы априорно зависящими от трудно поддающегося точной оценке различия между b^+ и c^- . Следующий пример иллюстрирует данный тезис.

Предположим, что фирмы максимизируют ожидаемый дисконтированный текущий объем дохода, получаемого из

$$\int_s^\infty e^{-p(t-s)}(Q(t) - P(t)(\delta K(t) + \dot{K}(t) - \Theta(\dot{K}(t) + \delta K(t))^2)dt \quad (9)$$

при условии

$$Q(t) = \alpha K(t) - \lambda K^2(t). \quad (10)$$

Интерпретировать это можно тем, что $P(t)$ является ценой фиксированного использования фактора K , δ — уровень амортизации, ρ — процентная ставка, и Θ определяет заранее известный выпуск как темп роста валового инвестирования. Условия первого порядка для решения этого уравнения дают нам

$$(D^2 - \rho D - (\lambda/\Theta) - \delta\rho - \delta^2)K = (\delta + \rho - D)P/2\Theta - \alpha/2\Theta, \quad (11)$$

где D — производный оператор. Фирмы, берущие P как экзогенную величину, в каждом s выбирают решение (11) после момента времени s , используя $\hat{P}_s(t+s)$ в расчетах вместо P . Начиная с ряда P_s и начального изменения условий s (11) непосредственно не относится к наблюдаемому K и P . Если, однако, мы предположим, что у фирм есть достаточная предусмотрительность, чтобы не выбрать решения (11), вдоль которого K отклоняется по экспоненте от его статически оптимального значения, то мы найдем следующее уравнение, содержащееся в каждом s :

$$(D + M_1)K(s) = (D + M_2)^{-1}(\delta + \rho - D)\hat{P}_s(s)/2\Theta - (\alpha/2\Theta M_2), \quad (12)$$

где M_1 и M_2 — два корня (с измененными знаками) полиномиала D в левой части уравнения (11). Эти два корня всегда имеют противоположные знаки, и M_2 отрицателен, так что $(D + M_2)^{-1}$ действует только на будущие значения функции, к которой применяется. Нетрудно проверить, что корни имеют вид

$$M_1 = \frac{1}{2} [\sqrt{\rho^2 + 4((\lambda/\Theta) + \rho\delta + \delta^2)} - \rho]; \quad M_2 = -\rho - M_1. \quad (13)$$

В случае $\rho = \delta = 0$ мы имеем $-M_1 = M_2$, так что, зная M_1 , мы получаем M_2 , и, таким образом, весь оператор обращается к ожидаемому будущему P в уравнении (12). Единственный путь, позволяющий помешать проведению идентификации, — показать для ожидаемого будущего P отсутствие вариации — так, чтобы K стал постоянным. Стоит отметить, что это могло, конечно, произойти без постоянного P . Если P был скользящим средним значением $P = a^*e$, где $a(s) = 0$ при $s > T$, и если в момент времени t фирмы знают только динамику P до времени $t - T$, то \hat{P}_s тождественно равен безусловному среднему P . В более интересном случае, где информационный набор включает настоящее P , проблемы идентификации возникают только для ρ и $\delta \neq 0$.

При ρ и δ отличных от нуля уравнение (12) включает пять коэффициентов, все функции пяти неизвестных параметров модели. Если бы \hat{P}_s был стационарным процессом, то мы были бы вправе, следуя нашей интуиции, объявить все структурные параметры идентифицированными. Однако фактически идентификация зависит от того, являются ли достаточно независимыми вариациями временного ряда ожидаемых будущих *уровней* P и ожидаемые будущие производные P . При ρ или δ отличных от нуля оператор, относящийся к \hat{P}_s в правой стороне уравнения (12), отличается от того, который относится к K в левой части на величину, большую, чем простое отражение. Даже если мы *a priori* знаем ρ (за счет чтения финансовой прессы), поведение Маркова первого порядка для P подразумевает, что δ не идентифицирована (предполагается также, что прошедшие P составляют информационный набор). В случае Маркова первого порядка с $\dot{P} = -rP + e$ имеем $(d/dt)\hat{P}_s(t) = -r\hat{P}_s(t)$ для всех $t > s$. Таким уравнение (12) становится, когда мы заменим \hat{P}_s его наблюдаемым аналогом,

$$(D + M_1)K(s) = -(\delta + \rho - r)P(s)/2\Theta(M_2 + r) + (\alpha/2\Theta M_2). \quad (14)$$

Отдельные коэффициенты P_s и его производная в (12) слились в одно, оставляя структурные параметры неидентифицируемыми через отношение наблюдаемых переменных. В частности, можно видеть, исследуя (14) и (13), что можно изменить δ , Θ , α , и λ таким способом, чтобы оставить коэффициенты в (14) неизменными даже для фиксированных ρ и r — так, чтобы основанное на имеющихся данных знание r и априорное знание ρ не были достаточны для идентификации модели.

Конкретные значения

Если хоть одна из категорий критики идентификации большой модели, обрисованной в общих чертах в предыдущих трех разделах, вызывает серьезную критику, имеет смысл рассматривать существующую стандартную методологию в качестве основы для усовершенствований. Проделана большая работа по оценке и определению систем отношений спроса. Некоторые создатели больших моделей движутся в направлении определения уравнений поведения по секторам в качестве систем¹⁹. Проводится серьезная работа по оценке динамических систем уравнений — работа, не искаженная анализом продолжительностей лагов и порядков серийной корреляции. Также серьезно исследуется проблема трактовки ожиданий как рациональных и использования подразумеваемых ограничений в небольших системах уравнений. Пересмотр прежней структурной спецификации макромодели с любой из этих точек зрения обернулся бы необходимостью осуществления сложной программы исследований. Одновременное выполнение всех этих задач — дело настолько сложное, что осуществить его в краткосрочной перспективе просто невозможно.

В то же время нет никакой явной перспективы исчезновения крупномасштабных макромоделей; на самом деле они являются полезным инструментом стратегического анализа и прогноза.

Как может утверждение, что макроэкономические модели идентифицированы с использованием ложных предположений, быть совмещено с утверждением, что они являются полезным инструментом? Ответ в том, что для прогноза и стратегического анализа структурная идентификация обычно не является необходимой и что ложные ограничения, возможно, не только не вредят, но могут даже помочь модели функционировать с такими мощностями.

Классическая дискуссия иногда предполагает, что структурная идентификация необходима для модели, которая будет использоваться для анализа политики. Это верно, если «структура» и «идентификация» трактуются в широком смысле. Я, вслед за Гурвичем²⁰ и Купмансоном²¹, определяю структуру как нечто, остающееся неизменным, когда мы изменяем политику; структура идентифицирована, если мы можем оценить ее на основании имеющихся данных. Но в этом широком смысле, когда стратегическая переменная — это внешняя переменная в системе, уменьшенная форма является самостоятельной структурой и идентифицирована. В примере спроса и предложения, если мы собираемся вводить акцизный сбор на рынке, где его прежде не

¹⁹ Например, Р. Фэйр (*Fair R.C. A Model of Macroeconomic Activity*) принимает этот подход в принципе, хотя его эмпирические уравнения отличаются подходом одного уравнения к формированию списка переменных. Ф. Модильяни (*Modigliani F. The Monetarist Controversy, or Should we Forsake Stabilization Policies // American Economic Review, 1977. Vol. 67. P. 1–19*) сообщает, что в модели MPS (как в модели Фэйра) процентные ставки являются определяющими в уравнениях поведения многих домохозяйств.

²⁰ Hurwicz L. On the Structural Form of Interdependent Systems.

²¹ Koopmans T.C., Bausch A.F. Selected Topics in Economics Involving Mathematical Reasoning // SIAMReview, 1959. No 1. P. 138—148.

существовало, мы должны быть в состоянии оценить кривые спроса и предложения по отдельности. Но если ранее был акцизный сбор и он изменился под воздействием внешних факторов, то уменьшенная модель позволит нам точно предсказывать эффекты дальнейших изменений в налогообложении. Стратегический анализ в макромоделях, представляющий собой проектирование эффекта изменения в переменной политической стратегии, чаще встречается в уменьшенной форме модели, чем в модели проектирования эффекта изменения параметров модели.

Конечно, если лица, принимающие решения в сфере макроэкономической политики, обладают ясным представлением о том, что они собираются делать, и систематически приступают к действиям, то макроэкономические стратегические переменные не будут полностью экзогенными. Это важный вопрос, однако фактически некоторые стратегические переменные достаточно близки к экзогенным, и уменьшенные формы, рассматривающие их или их ближайшие детерминанты как экзогенные, могут быть близки к структурным в необходимом смысле²². Кроме того, иногда мы можем разделить эндогенные и внешние компоненты вариации в стратегических переменных посредством тщательного анализа динамики, в действительности используя тип инструментальной процедуры переменных по оценке структурного отношения между стратегическими (политическими) и остальными переменными экономики.

Критический анализ макроэкономической политики Лукаса идет дальше, утверждая, что, поскольку политика на самом деле является не только единственным изменением в переменной политической стратегии, а скорее правилом систематической замены переменной в ответ на возникающие условия и поскольку изменения в политике в этом смысле должны, в свою очередь, изменять сокращенный вид существующих макроэконометрических моделей, то сокращенная форма этих моделей не структурна, даже когда стратегические переменные исторически были экзогенными, — нетривиальность политики ведет к экзогенности и, следовательно, к изменению принципов формирования ожиданий и к сокращенной модели.

Нет сомнений в том, что данное положение правильно, если мы принимаем данное определение формирования политики. Нельзя выбирать стратегические правила рационально при помощи эконометрической модели, структура которой не включает реалистическое формирование ожидания. Однако то, что на практике подразумевают под стратегическим формированием, не в полной мере является выбором политики. Разработчики экономической политики действительно тратят значительные усилия на сравнение спроектированных временных рядов для контролируемых ими переменных. Так, Е. Прескотт и Ф. Кюдланд²³ недавно показали, что организация политики на основе таких прогнозов при игнорировании влияния политики на принципы формирования ожидания может при некотором допущении привести к плачевным последствиям для экономики. Или, как показали Т. Сарджент и Н. Уоллес²⁴, при других допущениях это может быть просто модель с реальными переменными экономики, взятыми в соответствии с принципами вероятности, которая не может быть затронута никакими

²² Ниже мы видим, что, например, в Германии и США предложение денег, хотя и не является полностью экзогенным, имеет экзогенный компонент, который составляет большую часть дисперсии этого предложения.

²³ Prescott E., Kydland F. Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans, Journal of Political Economy. 1977. Vol. 85. P. 473—492.

²⁴ Sargent T.J., Wallace N. Rational' Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule // Journal of Political Economy. 1975. Vol. 83. P. 241—254.

подобными испытаниями при выборе временного развития для переменных политической стратегии.

Я не думаю, однако, что практические упражнения в условном проектировании эффектов политики являются всего лишь «шарадами» или (обычно) примером (Прескотта и Кюдланда) разработки политики «Питера Уайта»²⁵. Предположим верным тот факт, что политические меры действительно изменили ситуацию в экономике. Многие способы доказательства этого факта приведены в работах Сарджента²⁶, Сарджента и Уоллеса²⁷, все они являются предположениями по формам ненейтральности денег. Для большей конкретности предположим, что реальные переменные экономики действительно развиваются в соответствии с вероятностным принципом, независимым от денежной массы, но по некоторым причинам темп инфляции входит в функцию общественной полезности²⁸. Тогда оптимальной моделью макрополитики будет стабилизация ценового уровня. Если бы мы могли договориться об устойчивости модели, в которой все формы шока совокупного уровня цен были определены *a priori*, тогда было бы в принципе легко определить соответствующую функцию учитываяших прежние значения наблюдаемых макропеременных в текущем уровне стратегических переменных таким способом, чтобы минимизировать ценовое различие. Однако если неупорядоченность экономики может произойти по различным причинам, форма этой функции политической реакции может быть весьма сложной. Намного проще заявить, что политическая цель — минимизировать вариацию уровня цен. Кроме того, в случае неуверенности по поводу структуры экономики, даже с функцией фиксированной политической цели, очевидно, что форма зависимости политики от наблюдаемой исторической картины будет существовать в течение долгого времени при появлении новой информации (или из-за изменения мнения) о структуре экономики. Можно непрерывно переоценивать структуру и в каждый период повторно объявлять об уточненном отношении переменных политики к развитию экономики во времени. Но проще объявить об устойчивой целевой функции однажды — и затем в каждый период вычислять значения лишь для переменной политической цели этого периода, вместо того чтобы вычислить полную функцию политической реакции. Это достигается за счет условного проектирования на основе лучшей из существующих сокращенных моделей выбора лучшего спроектированного будущего временного вектора. Стратегический выбор наиболее легко и достоверно выполняется путем сравнения предполагаемых эффектов альтернативной политики и выбора политики, которая дает самый близкий результат относительно постоянного уровня цен. Точные прогнозы можно сделать путем сокращенных моделей, подогнанных

²⁵ По прямой никогда не пойдет Питер Уайт. / Почему, не хотите ли знать? / Он по нюху привык за порогом ступить / И кривые дорожки искать (пер. О. Федосовой). — «Песенки нянюшки» (так обычно называют детские стишкы и песенки в Англии и США. — Прим. пер.).

²⁶ Sargent T.J., Sims C.A. Business Cycle Modeling Without Pretending to Have Too Much A Priori Economic Theory // New Methods of Business Cycle Research / C.A. Sims. (ed.). Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1977.

²⁷ Sargent T.J., Wallace N. Op. cit.

²⁸ Непросто понять, почему уровень инфляции должен приниматься как важный показатель, если он не затрагивает никаких реальных переменных. Более реалистичный и сложный сценарий предполагает, что существуют расходы на непредвиденные обстоятельства, прописанные в контракте, и исполнение контрактов со сложными положениями, так что макрополитика, которая стабилизирует определенные макроэкономические показатели: цены, заработную плату, уровень безработицы и т. д., может упростить составление контрактов и соответственно сэкономить ресурсы. Это стало основой аргументации против инфляции Артура Окуна (*Okun Ar. Inflation: Its Mechanics and Welfare Costs* // Brookings Papers on Economic Activity. 1975. Vol. 2. P. 351—402).

под историческое развитие, поскольку не предполагается менять стратегическое правило, а лишь эффективно применить существующий принцип.

В действительности, кажется ошибочным предполагать, что реальные переменные в экономике развиваются в соответствии с процессом, даже приблизительно не связанным с номинальными агрегатами. Таким образом, стабилизацию одного только уровня цен вряд ли можно признать лучшей политикой. Однако не очевиден факт, что существующий режим политики в большинстве стран, в которых придается значение стабилизации инфляции, безработицы и распределения доходов, очень далек от оптимального. Просто осуществляя политику в соответствии с этими целями, общество сталкивается с нетривиальной задачей, для решения которой моделирование сокращенной формы может оказаться довольно полезным.

Итак, признано, что задача выбора среди режимов политики требует наличия таких моделей, в которых явно рассчитывается влияние политики на ожидания. Однако утверждается, что у выбора стратегического режима есть серьезные последствия и что оптимальный режим и существующий режим в большинстве стран наиболее точно определены с точки зрения влияния экономической политики на развитие, а не с точки зрения природы зависимости политики от экономики. Эффективное осуществление устойчивого оптимального или существующего стратегического режима, вероятно, предполагает включение в него моделирования сокращенной формы модели и политического проектирования.

Но я утверждал ранее, что большинство ограничений на существующие модели ложны и что модели номинально сверхидентифицированы. Даже если мы признаем, что у модели, поведенческая интерпретация которой является ложной, может быть полезная сокращенная формулировка, — разве будет неверно, что в том случае, когда имеют место ложные результаты идентификации в ограничениях сокращенной формулировки, последняя искажается ложными ограничениями идентификации? И да, и нет. Да — сокращенная формулировка будет искажена ложными ограничениями и может, таким образом, стать бесполезной как структура, в пределах которой проводятся формальные статистические тесты конкурирующих макроэкономических теорий. И нет — получающееся искажение не должно влиять на результаты прогноза и стратегического анализа сокращенной формулировки. Недавние теоретические работы дают серьезное основание для установления эмпирического правила, что в моделях высокой размерности, даже при ложных ограничениях, ограниченные оценки могут легко повлечь за собой меньшие ошибки прогноза или проектирования, чем неограниченные. Конечно, серьезные ложные ограничения ухудшат прогнозы, но в ограничениях на большие макромодели серьезные ошибки в плане построения сокращенной модели обычно обнаруживаются и устрашаются. Таким образом, модели, поведенческие интерпретации которых не принимаются на веру, могут, тем не менее, удовлетворить пользователей как инструменты стратегического проектирования и прогноза.

Поскольку существующие крупные модели содержат слишком много неправдоподобных ограничений, эмпирическое исследование, нацеленное на тестирование конкурирующих макроэкономических теорий, очень часто продолжается в рамках одного или нескольких уравнений²⁹. Поэтому целесообразно исследовать возможность построения больших моделей в формате,

²⁹ Ф. Модильяни (*Modigliani F. The Monetarist Controversy, or Should we Forsake Stabilization Policies*) использовал MPS-модель (Mathematical Programming System) как площадку для противопоставления макроэкономических теорий.

который не имеет тенденции накапливать ограничения случайным образом. Но в то же время можно предположить, что более систематический подход к наложению ограничений приведет к достижению эмпирических закономерностей, которые остаются скрытыми по отношению к стандартным процедурам и, следовательно, приводят к улучшенным прогнозам и к стратегическому проектированию³⁰.

Макроэкономисты-эмпирики иногда выражают недовольство ограниченностью информации в экономических временных рядах, и часто оказывается, что модели, отражающие довольно разные поведенческие гипотезы, соответствуют данным одинаково хорошо. Это отношение может возникать из-за отсутствия предыдущих исследований, касающихся возможности использования более скромной параметризации моделей с большим количеством уравнений. Можно было бы ожидать, что в такой модели нельзя будет найти ничего нового, кроме относительно большего числа «незначащих» *t*-статистик. Прогнозы, как можно ожидать, окажутся хуже, и точная картина соотношения данных и теории, которую, как ожидалось, мы могли бы получить, будет просто заключением, что данные не могут помочь выбору между конкурирующими теориями.

В следующей части этой работы мы обсудим общую стратегию расточительной оценки (в противоположность бережливой) параметризованных макромоделей и представим результаты для особого, относительно небольшого приложения.

2. Альтернативная стратегия эмпирической макроэкономики

Оценивать крупномасштабные макромодели как неограниченные сокращенные формулировки будет возможно при рассмотрении всех переменных как эндогенных. Конечно, некоторые ограничения, например на длину лага, необходимы, так что под «неограниченными» формулировками я подразумеваю модели «без ограничений», основанных на воображаемом априорном знании». Я предлагаю пользоваться теорией частотных временных рядов (хотя очевидно, что я не предлагаю использовать непосредственно частотные методы), предмет которой (например, спектральная плотность) неявно является частью бесконечномерного пространства параметров и конечно-параметрические методы, фактически используемые нами, оправданы как часть процедуры, в которой число параметров есть функция объема выборки или данных. После использования произвольных ограничений «сглаженности», или «уровня затухания», для формулирования модели, которая служит для суммирования данных, формулируются гипотезы с экономическим содержанием, проверяются на второй стадии и выглядят достаточно убедительными для использования их в целях дальнейшего ограничения модели. Помимо частотной работы, такие методы в эконометрике являются неявными или явными при оценке модели с сильно распределенным лагом, и Т. Амемия³¹ предложил работать с последовательной корреляцией в частотных регрессионных моделях в аналогичном ключе.

Первый шаг в развитии такого подхода должен породить класс многомерных моделей временного ряда, которые будут служить неструктурированны-

³⁰ В работах К. Нельсона (*Nelson C.R. The Prediction Performance of the FRB-MIT-Penn Model of the U.S. Economy // American Economic Review*, 1972, Vol. 62. P. 902—917), а также Дж. Купера и К. Нельсона (*Cooper J.P., Nelson C.R. The Ex Ante Prediction Performance of the St. Louis and FRB-MIT-Penn Econometric Models and Some Results on Composite Predictors // Journal of Money, Credit and Banking*, 1975. Vol. 1. P. 1—32) предлагается эмпирическая поддержка этой идеи.

³¹ Amemiya T. Generalized Least Squares with an Estimated Autocovariance Matrix // *Econometrics*, 1973. Vol. 41. P. 723—732.

ми моделями первой стадии. В системе с шестью переменными, обсуждаемой ниже, принимаются данные со строгим ограничением на длину лага (4 квартала), так, чтобы оказалось возможным использование неограниченной (144 параметра) векторной авторегрессии как базовой модели. В больших системах кто-либо в конечном счете захочет изучить этот путь, поэтому некоторая дополнительная форма ограничения, кроме продолжительности лага или ограничения уровня сглаживания, будет необходима. Поиск оптимального способа сделать это — весьма актуальная проблема. Сарджент и Симс³² издали работу, где используется класс ограниченных векторных моделей временного ряда, которые мы называем моделями индекса в макроэкономической работе, и я в настоящее время работаю над более широким применением этих методов к системам, нежели описывается ниже. М. Пристли, Т. Рао и Г. Тонг³³ в технической литературе и Д. Бриллинджер³⁴ предложили связанные классы моделей. Во всех этих методах так или иначе заложено стремление ограничить природу перекрестной зависимости между переменными. Если каждой переменной позволить влиять на любую другую переменную с распределенным лагом разумной продолжительности без ограничения, то число параметров растет в квадрате числа переменных и быстро исчерпывает степени свободы. Помимо вышеупомянутых подходов, мне кажется целесообразным попытаться применить байесовы подходы, подобно тому, как это сделано в работе Р. Шиллера³⁵ и Е. Лимера³⁶ с распределенными задержками для достижения подобных целей, хотя нет никакого очевидного способа объединить использованные методы с данным видом проблемы.

Предыдущее краткое обсуждение включено сюда только для того, чтобы предупредить возражения, будто вид анализа, который я выполняю ниже, не мог быть сделан в системах, сопоставимых по размеру с существующими ныне крупномасштабными макромоделями.

Мои фактические выкладки должны соответствовать квартальным послевоенным времененным рядам в США и Западной Германии (ФРГ) в отношении денег, ВНП, уровня безработицы, уровня цен и индекса цен импорта, неограниченной векторной авторегрессии. Прежде чем подробно описать результаты, я изложу два главных вывода, чтобы «осветить путь» через технические дебри.

Уравнения кривой Филлипса или системы «цена—заработка» платы часто оцениваются при рассмотрении только заработной платы или соотношения заработной платы и цены как эндогенно заданной величины. «Ценовое» уравнение часто рассматривают как поведенческое, трактуя его использование как методы, которые фирма применяет, чтобы установить цены на продукты, в то время как заработная плата или уравнения кривой Филлипса часто рассматриваются как описывающие процесс торговли относительно заработной платы, или в некотором роде связываются только с теми переменными (в первую очередь с безработицей), которые мы ассоциируем с рынком труда. В оцененных системах США и ФРГ гипотеза о том, что заработную плату, цену или их

³² Sargent T.J., Sims C.A. Business Cycle Modeling Without Pretending to Have Too Much A Priori Economic Theory.

³³ Priestly M.B., Rao T.S., Tong H. Applications of Principal Component Analysis and Factor Analysis in the Identification of Multi-variable Systems // IEEE Transactions on Automatic Control. 1974. Vol. 19. No 6. P. 730—734.

³⁴ Brillinger D. Time Series. N. Y.: Holt, Rinehart, Winston, 1975.

³⁵ Shiller R.L. A Distributed Lag Estimator Derived From Smoothness Priors // Econometrica. 1973. Vol. 41. P. 775—788.

³⁶ Leamer E.F. Multicollinearity: A Bayesian Interpretation // Review of Economics and Statistics. 1973. Vol. 55. P. 371—280.

соотношение можно рассматривать как эндогенные величины, в то время как остальная часть системы взята в качестве экзогенной, решительно отклонена. Если бы уравнений действительно была структурная интерпретация, то оценки, полученные на основании этой гипотезы, были бы смещеными. С другой стороны, оцененные уравнения, принимая ограничения, которые предлагают данные, не принимают ограничений, наложенных на них. Безработица не важна в оцененных уравнениях заработной платы, в то время как она имеет некоторое значение при объяснении цен. У денежной массы есть прямое воздействие на заработную плату, но нет влияния на цены³⁷.

Сарджент³⁸ недавно выдвинул более сложную версию макромодели рациональных ожиданий, которую он анализировал в одной из предыдущих своих работ. Он показывает, что один из выводов из его более ранней модели — о том, что переменная, измеряющая реальный совокупный труд или выпуск, должна быть последовательно неисправленной, — не является необходимым дополнением к главному выводу его более ранней модели: детерминированная валютная политика не может влиять на временные ряды реальных переменных в экономике. Мы увидим, что столь тщательно продуманная модель может принять две крайние формы, в одной из которых природа циклической вариации определена параметрами экономических поведенческих отношений, а в другой необъясненные последовательно коррелированные шоки технологии и вкусов влияют на циклическую вариацию. Более удовлетворительная крайняя форма модели, с поведенческим объяснением формы цикла, подразумевает, что реальные переменные в экономике, включая относительные цены, должны сформировать совместный вектор внешних переменных относительно денежной массы, уровня цен или любой другой номинальной агрегированной величины. Это довольно далеко от правды в случае системы, оцененной здесь. Денежная масса США и уровень цен ФРГ показывают сильную обратную связь с реальной экономикой.

Методологические вопросы

Поскольку оцениваемая модель является авторегрессией, теория распределения, на которой основаны тесты, является асимптотической. Тем не менее для многих проверенных гипотез количество степеней свободы в асимптотическом χ^2 -распределении критерия отношения правдоподобия совпадает с количеством степеней свободы, которое сохраняется в данных после построения модели. Это делает интерпретацию тестов трудной по ряду причин. Даже если модель была выражена одним уравнением и не было авторегрессии, мы знаем, что F-статистики с одинаковым числителем и знаменателем степеней свободы очень чувствительны к ненормальности, в отличие от обычного случая, когда числитель степеней свободы гораздо меньше, чем знаменатель степеней свободы, где устойчивость к ненормальности следует из теории асимптотического распределения. Ситуация будет еще хуже в случае, когда некоторые коэффициенты оцениваются не перманентно, как это бывает при наличии

³⁷ Некоторые макроэкономисты-эмпирики в США начали приходить к аналогичным выводам. М. Вахтер (*Wachter M.L. The Changing Cyclical Responsiveness of Wage Inflation // Brookings Papers on Economic Activity. 1976. No 1. P. 115—168*) ввел денежное предложение в уравнения «заработной платы», а Р. Гордон (*Gordon R. Can the Inflation of the 1970's Be Explained? // Brookings Papers on Economic Activity. 1977. No 1. P. 253—279*) придерживается мнения, что уравнения такого типа должны быть истолкованы как восстановленные формы.

³⁸ *Sargent T. The Persistence of Aggregate Employment and Neutrality of Money. Unpublished Manuscript / University of Minnesota. 1977.*

фиктивных переменных в особых периодах. Если проверяемые ограничения включают коэффициенты таких переменных (как и тесты на устойчивость модели, см. ниже), то даже F-статистика с небольшим числом степеней свободы числителя будет чувствительна к ненормальности. В кажущемся наиболее вероятном случае, где распределения остаточных членов имеют «тяжелые хвосты», это создает перекос в сторону отказа от нулевой гипотезы.

Существует еще одна проблема, заключающаяся в том, что различные, асимптотически эквивалентные формулы для тестовой статистики могут давать очень разные уровни значимости для одних и тех же данных. В случае одного уравнения, где ведется проверка k линейных ограничений, обычная теория асимптотического распределения предполагает анализ $T \log(1 + kF/(T-k))$ как $\chi^2(k)$, где F — обычная F-статистика, а T — размер выборки. Если k не намного меньше T , то уровни значимости, полученные из асимптотической теории распределения, могут существенно отличаться от результата F-теста. Конечно, k раз F-статистика все же асимптотически равна $\chi^2(k)$ и тест на основе k асимптотически эквивалентен критерию отношения правдоподобия. Поскольку анализ kF как $\chi^2(k)$ игнорирует изменчивость знаменателя F , такая процедура имеет предубеждение против нулевой гипотезы относительно F-теста. Обычный критерий отношения правдоподобия разделяет эту предвзятость. Кроме того, помимо определенных диапазонов значений F , в том числе модальных значений 1,0, обычно отношение правдоподобия больше kF — и тем самым еще больше противоречит нулевой гипотезе.

В статистических тестах, приведенных ниже, вычислены отношения правдоподобия при размере выборки $(T-k)$, где k — общее число оцененных коэффициентов регрессии, деленное на число уравнений³⁹. Это делает отношения правдоподобия, как правило, меньшим, чем kF в случае одного уравнения, хотя вопрос, повышает ли это применимость теории распределения или нет, весьма спорный. В любом случае мы увидим, что большинство выдвинутых гипотез отвергается, так что эта модификация обычного теста отношения правдоподобия в пользу нулевой гипотезы не изменит основных результатов.

Процедуры, принятые здесь, очевидно, являются конкретным выбором, и задача нахождения соответствующей процедуры в подобных ситуациях заслуживает более тщательного изучения⁴⁰.

Стабильность во времени и длительность лага

Шесть рядов данных, используемых в модели для каждой страны, — деньги, реальный ВНП, безработица, заработка плата, уровень цен и импортные цены, — подробно определены в приложении «Данные». Каждая серия,

³⁹ Обычная тестовая статистика $T(\log|D_R| - \log|D_u|)$ заменяется на $(T-k)(\log|D_R| - \log|D_u|)$, где D_R — матрица перекрестных продуктов остаточных членов, когда модель ограничена; D_u — та же матрица для модели без ограничений.

⁴⁰ Некоторые читатели спрашивали об отсутствии в этой работе списка коэффициентов и стандартных ошибок, обычно сопровождающих эконометрические доклады об оценках регрессии. Авторегрессионные коэффициенты сами по себе трудно интерпретировать, и более понятная эквивалентная им информация содержится в коэффициентах MAR, которые представлены в таблицах. Поскольку оценки коэффициентов авторегрессии настолько тесно связаны, стандартные ошибки отдельных коэффициентов обеспечивают недостаточный уровень понимания вероятности, мы обычно пытаемся подобрать стандартные ошибки коэффициентов регрессии. Различные χ^2 -проверки на блоке треугольных ограничений, представленные ниже, дают более полезную информацию. Тем не менее следует признать, что было бы лучше уделить больше внимания функции остаточных членов суммы квадратов вокруг максимума, чем представлено здесь. В идеале хотелось бы видеть какуюлибо ошибку графиков MAR; я до сих пор не разработал практический способ сделать это.

кроме безработицы, была зарегистрирована, и все регрессии включают временные тренды. Для Германии, но не для США, были включены сезонные фиктивные переменные. Большинство, но не все серии были скорректированы на сезонность. Период 1958—1976 годов был периодом совпадения для Германии, 1949—1975 годов — для США.

Авторегрессии оцененного генерального вектора первоначально были оценены с отставанием, и предыдущие спецификации были протестированы как ограничения последней. В обеих странах возможно сокращение длительности лага. Для США $\chi^2(144) = 166,09$, для ФРГ — $\chi^2(144) = 142,53$. Соответствующие уровни значимости — около 0,20 и 0,50. Во всех последующих работах был использован более короткий лаг.

Выборочные тесты, которые мы собираемся рассмотреть, выполнены путем добавления набора фиктивных переменных в правой стороне всех регрессий в системе, с учетом всех изменений за период, в который проходят испытания. Статистика отношения правдоподобия была сформирована, как описано в первом разделе второй части статьи, путем сравнения системы с учетом и без учета этих фиктивных переменных. Поскольку ненормальные остаточные члены не являются «усредненными» в формировании такой тестовой статистики, исследователи, вероятно, настроены против нулевой гипотезы, когда количество степеней свободы в тестовой статистике мало. При этом они, вероятно, настроены в пользу нулевой гипотезы, когда количество степеней свободы достигает половины объема выборки, по крайней мере по сравнению с F-статистикой в случае одного уравнения.

Как для данных по ФРГ, так и для данных по США разделение выборки в 1965 году (с фиктивными переменными, применяемыми к периоду после 1965 года) не обнаружило никаких существенных различий между двумя частями выборки. Однако, опять же для обеих стран, разделение выборки в первом квартале 1971 или 1958 года (с использованием фиктивных переменных для меньшего сегмента выборки) показывает существенное различие между двумя частями выборки. В 1971 году разница предельных уровней значения теста составляет 0,003 для Германии и менее 10^{-4} для США, однако, как видно из табл. 1, в обеих странах разница между периодами в большой степени сконцентрирована в уравнении импортных цен. Тестиование пяти других уравнений в системе, рассматривающее импортную переменную как заданную, дает предельные уровни значения 0,07 для США и 0,15 для Германии⁴¹.

1971 год был выбран как начало периода регулирования цен в США. Похоже, однако, что как в США, так и в Германии различия между периодами обусловлены в основном бумом цен на сырьевые товары в 1973—1974 годы, что до некоторой степени подтверждает сильное влияние ценового контроля в США.

Для выборки 1958 года предельные уровни значимости составили 0,0007 для США и 0,003 для Германии ($\chi^2(216) = 286$ и $\chi^2(120) = 178$ соответственно). Однако, как видно из табл. 2, сдвиг вновь происходит в уравнении

⁴¹ В то время как проверка данных, используемых в данном случае, имеет ту же форму, что и в случае проверки других гипотез в этой работе, тестовые статистики отличаются тем, что не в полном смысле являются тестами отношения правдоподобия. Это происходит потому, что они используют условную вероятность данных импортных цен, хотя признается, что цены на импорт только предопределены, но не экзогенны. Асимптотическая теория распределения применяется как для этих статистических данных, так и для отношения правдоподобия. На интерпретацию читателями этих результатов может повлиять знание того, что если переменная импортных цен исключается из системы в США, значительные изменения в 1971 году выглядят более равномерно распределенными по пяти уравнениям. Моя первоначальная работа с данными США была связана с такой системой пяти уравнений, а переменная импортных цен была добавлена в систему с опасением, что она может повлечь за собой структурный сдвиг.

Таблица 1

Тесты модели однородности: 1953–1971 годы по сравнению с 1972–1976 годами (Германия);
1949–1971 годы по сравнению с 1972–1975 годами (США)*

Уравнение	США	Германия
M	$F(16,54) = 1,84$	$F(20,47) = 2,88$
$RGNP$	$= 1,10$	$= 1,94$
U	$= 0,92$	$= 0,76$
W	$= 0,61$	$= 0,42$
P	$= 1,75$	$= 0,74$
PM	$= 5,10$	$= 4,10$
В целом для пяти уравнений	$\chi^2(96) = 160,05$ $\chi^2(80) = 99,16$	$\chi^2(120) = 170,76$ $\chi^2(100) = 114,58$

* Все χ^2 -статистики рассчитываются в соответствии со сноской 40. Это тестовые статистики отношений правдоподобия, основанные на начальных наблюдениях. «Неограниченная» модель, при которой отдельный параметр введен для объяснения каждой переменной в каждом из периодов последнего временного интервала. F-статистика соответствуют одному уравнению тестовых статистик, вычисленных обычным образом. Конечно, по своей сути они не распределяются в виде F-статистики из-за наличия запаздывающих зависимых переменных.

импортных цен США. Для США предельный уровень значимости теста на пять других уравнений составляет 0,15, хотя четыре из пяти уравнений имеют значительно более низкий уровень значимости, когда мы рассматриваем отдельные F-тесты. Что касается данных Германии, то 1958 год был выбран потому, что Роберт Дж. Гордон, работавший с аналогичными данными в последних исследованиях, заранее счел необходимым совмещение уравнений для продления срока исследования до 1958 года. Таким образом, вполне возможно, что сдвиг, который мы обнаруживаем, вызван преимущественно невозможностью сравнения данных в более ранний период. По крайней мере, некоторые сдвиги происходят из-за изменений коэффициентов сезонных фиктивных переменных в уравнении заработной платы, которые достаточны для объяснения несравнимости данных.

Эти тесты показывают, что, хотя уравнения импортных цен демонстрируют сильное влияние других переменных, независимо от того периода, к которому они относятся, уравнения не являются стабильными. При проверке гипотез я в каждом конкретном случае должен был избежать слепой веры в верность гипотезы об устойчивости уравнения импортных цен. Однако при подготовке прогнозов о реакции системы на шоки я всегда так или иначе включал урав-

Таблица 2

Тесты модели однородности: 1953–1957 годы по сравнению с 1958–1976 годами (Германия);
1949–1957 годы по сравнению с 1958–1975 годами (США)*

Уравнение	США	Германия
M	$F(36,46) = 0,69$	$F(20,47) = 1,56$
$RGNP$	$= 2,57$	$= 0,92$
U	$= 1,83$	$= 3,77$
W	$= 1,94$	$= 3,71$
P	$= 2,81$	$= 3,00$
PM	$F(36,30) = 6,31$	$= 0,97$
В целом для пяти уравнений	$\chi^2(216) = 286,69$ $\chi^2(180) = 199,92$	$\chi^2(120) = 178,00$ $\chi^2(100) = 152,08$

* То же, что и для табл. 1.

нение импортных цен для всей выборки, поскольку реакция импортных цен на другие переменные, хотя и не стабильна, все-таки является заметной.

Даже тогда, когда уравнение импортных цен исключено, очевидно, что отдельные уравнения часто показывают подозрительно большую F-статистику для гипотезы деления выборки. Вопрос о предпочтительности сохранения гипотезы о стабильности линейной структуры для исправления этих остаточных членов, возникающих главным образом вследствие ненормальности случайного выброса, заслуживает дальнейшего изучения. При таком количестве оцениваемых в данной модели параметров это, вероятно, невозможно без наличия более длинных временных рядов, которые позволили бы провести четкое различие между нестабильностью в виде случайного выброса остаточных членов и нестабильностью в виде изменения параметров.

Общее описание ожидаемых систем

Подобные авторегрессионные системы трудно описать кратко. Особенно трудно их понять, исследуя коэффициенты непосредственно в регрессионных уравнениях. Предполагаемые коэффициенты на последовательных задержках имеют тенденцию колебаться, и наблюдаются сложные обратные связи по-перечного уравнения. Общая эконометрическая практика подведения итогов распределенных лагов с точки зрения их предполагаемого долгосрочного равновесия может вводить в заблуждение кого угодно. Оцененная американская система, например, является системой медленно затухающих колебаний. Можно ожидать, что для первых 40 кварталов номинальные переменные будут меняться. Но после этого периода (который является приблизительно половиной цикла для длительных колебаний системы) циклы движения различных переменных не совпадают. Бесконечно долгосрочный анализ этой системы бессмыслен, хотя по любому разумному экономическому прогнозируемому горизонту система достаточно разумна.

Анализ реакции системы на типичные случайные шоки является лучшим описательным свойством. За исключением вычисления, он эквивалентен рассмотрению скользящего среднего значения системы за счет матричного деления многочленов. Как будет показано ниже, реакции системы являются довольно гладкими, в отличие от структур авторегрессионных лагов, и могут подвергаться разумной экономической интерпретации.

«Типичные шоки», эффекты которых мы собираемся обсудить, являются положительными остаточными членами одной единицы стандартного отклонения в каждом уравнении системы. Остаточный член в уравнении денег, например, иногда упоминается как «денежное изменение, инновация», поскольку вероятно появление части денег, которые «новы» в том плане, что не были ожидаемы на основе предыдущих значений переменных в системе. Остаточные члены коррелированы через уравнения. Чтобы увидеть различные примеры движения, которые может показать система, полезно привести остаточные члены к ортогональной форме. Не существует какого-либо иного однозначно лучшего способа сделать это. То, что я сделал, является приведением системы к треугольной форме с переменными M , Y , U , W , P , PM . Таким образом, остаточные члены с заметными эффектами являются остаточными членами системы, в которой одновременные значения других переменных входят в правые стороны регрессий с треугольным множеством коэффициентов. M -уравнение остается неизменным, в то время как уравнение PM включает одновременные значения всех других переменных в правой стороне. Эквивалентный способ понимания происходящего за-

ключается в том, чтобы заметить, что то, что мы называем изменением M , как предполагается, немедленно нарушает все другие переменные системы за счет значимости одновременной корреляции других остаточных членов с остаточным членом M , в то время как остаточный член PM может затронуть лишь переменную PM в начальный период.

Все таблицы показывают реакцию всех переменных системы на каждый шок в треугольной системе. Вот самые большие различия между странами, которые получаются на основании анализа таблиц:

1) в США появление новых денег характеризуется стойким воздействием как на деньги, так и на другие номинальные переменные. В Германии, хотя денег появляется больше, их влияние куда менее серьезное. Наивысшее значение влияния новых денег на реальный ВНП существенно больше в США, чем в Германии;

2) реальный ВНП: изменения связаны с существенной инфляцией в Германии и не связаны в США;

3) изменение безработицы в США сопровождается очевидной серьезной реакцией со стороны денежных властей, с соответствующим ростом реального ВНП и со снижением безработицы до точки, находящейся ниже тренда на величину большую, чем начальное изменение превышало тренд. В Германии нет такой реакции в сфере предложения денег — вместо изменения безработицы происходит падение денежной массы и наступает период дефляции, и ВНП опускается ниже тренда;

4) изменение заработной платы в Германии гораздо больше, чем в США, и вызывает временную реакцию. В реальном ВНП Германии происходит менее устойчивое отрицательное движение⁴²;

5) изменения цен имеют несущественное значение в США. В Германии изменение цен является главным источником беспокойства. Там они вызывают большое, устойчивое падение реального ВНП и стойкое снижение реальной заработной платы, несмотря на временную реакцию в сфере предложения денег;

6) изменения импортных цен имеют большее и более стойкое реальное влияние в Германии, где максимальный эффект изменения импортных цен почти совпадает с изменением цен и превышает изменение денежной массы.

Общие элементы реакций на шоки в двух странах состоят в следующем:

1) изменения денежной массы имеют тенденцию временно увеличивать реальную заработную плату и реальный ВНП и снижать уровень безработицы, с последующим изменением этих переменных в противоположную сторону;

2) изменения реального ВНП имеют одинаковую величину, и их реальный эффект в обеих странах быстро снижается;

3) изменения заработной платы вызывают устойчивое изменение реального ВНП в обеих странах;

4) изменения импортных цен ведут к одинаково направленным изменениям цен и заработной платы в обеих странах.

Изменения цен, заработной платы и импортных цен в обеих странах вызывают реакции, которые схожи с шоками предложения, — они сопровождаются снижением реального ВНП. При такой интерпретации не удивительно,

⁴² По причинам, которые я до сих пор не изучил, реакция на изменение заработной платы имеет совершенно иной вид, не соответствующий системе данных Гордона, отличающейся от моей преимущественно методами, которые он использовал для интерполяции и компилирования данных. В данных Гордона изменения заработной платы вызывают гораздо большую отрицательную динамику реального ВНП, и несколько меньшую отрицательную динамику ВНП вызывают изменения цен.

что реальные переменные в меньшей по размеру и одновременно более открытой экономике Германии должны показать большую чувствительность к таким шокам, чем реальные переменные в американской экономике. Это, в свою очередь, могло бы частично объяснить тенденцию денежной массы в Германии временно поглощать такие шоки в большей мере, чем это происходит в США. Денежная масса в Германии при любой причине изменения имеет тенденцию к более быстрому возвращению к ее тренду, и нет никаких признаков того, что она используется в качестве стратегического инструмента противодействия безработице. Эти различия могли отразить различия в философии управления денежными средствами или в затратах и эффективности действий валютной политики между этими двумя странами.

Табл. 3 и 4 представляют собой своего рода дайджест, который полезен при вычленении главных каналов влияния в модели. Переменная, которая

Таблица 3

Пропорции ошибки прогноза на квартал вперед,
объясненные изменениями всех переменных: США, 1949—1975 годы*

Ошибка прогноза в:	Изменения треугольной матрицы в:						
	<i>k</i>	<i>M</i>	<i>Y/P</i>	<i>U</i>	<i>W</i>	<i>P</i>	<i>PM</i>
<i>M</i>	1	1,00	0	0	0	0	0
	3	0,96	0	0,03	0	0	0
	9	0,73	0	0,24	0,02	0	0
	33	0,54	0	0,27	0,09	0	0,09
<i>Y/P</i>	1	0,15	0,85	0	0	0	0
	3	0,35	0,59	0,04	0,01	0,01	0
	9	0,30	0,18	0,37	0,13	0,00	0,02
	33	0,28	0,15	0,33	0,16	0,02	0,06
<i>U</i>	1	0,02	0,35	0,63	0	0	0
	3	0,14	0,49	0,32	0	0,03	0
	9	0,26	0,20	0,41	0,09	0,02	0,02
	33	0,34	0,14	0,34	0,13	0,03	0,03
<i>W</i>	1	0,08	0,05	0,04	0,84	0	0
	3	0,17	0,06	0,07	0,55	0,09	0,06
	9	0,45	0,02	0,05	0,25	0,08	0,16
	33	0,64	0,02	0,19	0,07	0,02	0,07
<i>P</i>	1	0	0,04	0,15	0,24	0,56	0
	3	0,04	0,01	0,14	0,36	0,33	0,12
	9	0,14	0,02	0,12	0,25	0,11	0,36
	33	0,60	0,02	0,20	0,07	0,02	0,09
<i>PM</i>	1	0	0	0,06	0,05	0,08	0,81
	3	0,01	0,01	0,02	0,13	0,10	0,75
	9	0,06	0,02	0,13	0,08	0,03	0,68
	33	0,54	0,03	0,20	0,04	0,01	0,18

* Скользящая средняя, на которой основана эта таблица, вычислена на основе оценки системы, где уравнение *PM* было оценено методом обобщенных наименьших квадратов в два этапа. Первоначальная оценка методом обобщенных наименьших квадратов была использована для построения оценки отношения остаточной дисперсии *PM* в течение 1949—1971 годов к остаточной дисперсии в 1971—1975 годах, и этот показатель применялся (как если бы он был безошибочен) для переоценки уравнения обобщенных наименьших квадратов. Эта процедура в действительности не эффективна, поскольку после разрыва в остаточной дисперсии в уравнении *PM* нарушается обычная асимптотическая эквивалентность авторегрессий одного уравнения и нескольких уравнений.

была строго экзогенной, при отсутствии ошибки выборочных оценок системы будет иметь 1,00 в диагональных ячейках в этих таблицах с нулем во всех других рядах. Экзогенность эквивалентна тому условию, что изменения собственно переменной соответствуют всей ее дисперсии. У ценовой переменной в Германии и переменной денежной массы в США более чем половина их дисперсии объясняется собственными изменениями во все периоды; у переменной денежной массы в Германии более 40% дисперсии объясняется собственными изменениями во все рассматриваемые периоды. Ни у каких других переменных нет такой большой доли дисперсии, объясняемой собственными изменениями, что демонстрирует сильную взаимозависимость

Таблица 4

Процент ошибки прогноза в будущих кварталах за счет изменения каждой переменной:
Западная Германия, 1958–1976 годы*

Ошибка прогноза в:	Изменения треугольной матрицы в:						
	<i>k</i>	<i>M</i>	<i>Y/P</i>	<i>U</i>	<i>W</i>	<i>P</i>	<i>PM</i>
<i>M</i>	1	1,00	0	0	0	0	0
	3	0,84	0,04	0,05	0,01	0,04	0,02
	9	0,53	0,04	0,14	0,08	0,20	0,01
	33	0,39	0,05	0,13	0,07	0,27	0,09
<i>Y/P</i>	1	0,07	0,93	0	0	0	0
	3	0,14	0,79	0,01	0,05	0	0
	9	0,15	0,47	0,03	0,06	0,03	0,25
	33	0,13	0,22	0,05	0,04	0,42	0,14
<i>U</i>	1	0	0,03	0,97	0	0	0
	3	0,19	0,09	0,67	0,03	0,02	0
	9	0,15	0,10	0,37	0,02	0,08	0,29
	33	0,09	0,11	0,15	0,02	0,50	0,14
<i>W</i>	1	0	0,03	0,01	0,96	0	0
	3	0,11	0,18	0,01	0,59	0,03	0,09
	9	0,23	0,23	0,02	0,23	0,24	0,05
	33	0,21	0,13	0,08	0,15	0,31	0,12
<i>P</i>	1	0,02	0,02	0	0,10	0	0,86
	3	0,03	0,06	0,05	0,09	0,76	0
	9	0,05	0,13	0,03	0,05	0,68	0,06
	33	0,08	0,10	0,04	0,05	0,67	0,06
<i>PM</i>	1	0,06	0	0,02	0	0,02	0,89
	3	0,04	0	0,02	0,01	0,08	0,85
	9	0,10	0,04	0,09	0	0,16	0,61
	33	0,06	0,08	0,04	0,02	0,57	0,23

* Здесь скользящая средняя рассчитывается исходя из оценки системы, которая не учитывает нестационарность в этом периоде. Поскольку стабильность в период выборки резко отвергнута тестом, эти результаты следует принять в качестве своего рода среднего различных состояний, которые преобладали в выборке. Цифры, показанные здесь, как и построенные MAR (изменения соотношения сторон), применялись к данным с помощью двусторонней интерполяции, упомянутой в приложении для цены. Коррекция методом интерполяции для того, чтобы сделать ее односторонней, вызывает небольшие, но заметные изменения в таблице *T*-значений. Самым большим изменением будет увеличение от 0,05 до 0,07 в прогнозе на 33 квартала доли дисперсии по всем переменным, кроме денег и цены, посчитанной собственно по изменению цен. Для рядов *U* и *PM* это повышение в столбце *P* приходит практически целиком за счет столбца *PM*, поэтому имеется соответствующее уменьшение доли дисперсии *PM*.

Таблица 5

Стандартные ошибки прогноза k в будущих кварталах*

	k	США	Западная Германия
M	1	0,004	0,011
	3	0,010	0,020
	9	0,022	0,029
	33	0,055	0,036
Y/P	1	0,008	0,009
	3	0,016	0,013
	9	0,032	0,018
	33	0,036	0,032
U	1	0,002	0,003
	3	0,005	0,003
	9	0,010	0,006
	33	0,012	0,011
W	1	0,004	0,008
	3	0,008	0,013
	9	0,016	0,023
	33	0,037	0,033
P	1	0,004	0,007
	3	0,009	0,011
	9	0,018	0,023
	33	0,043	0,035
PM	1	0,014	0,015
	3	0,038	0,029
	9	0,075	0,043
	33	0,158	0,077

* Эти показатели рассчитываются из тех же MAR, которые использовались в вычислениях табл. 3 и 4. Данные показатели рассчитывают формулу для ожидаемой ошибки прогноза переменной i следующего периода:

$$s^2(i, t) = \sum_{j=1}^p \sum_{u=0}^{t-1} a_{uj}(v)^2 s_j^2,$$

где в системе есть p переменных, $s^2 = s^2(j, 1)$ — дисперсия j -го изменения и $a_{uj}(v)$ — коэффициент лага u от j -го изменения в уравнении MAR для переменной i .

переменных. Главный источник изменений денежной массы в США — это изменения уровня безработицы, в то время как в Германии — это колебания цен. Изменение цен в Германии происходит через все переменные системы. Реакции цен на изменения других переменных адекватны и имеют тенденцию удерживать цены примерно на уровне зарплаты, вот почему кажется неразумным считать экзогенность цен ограничением системы⁴³.

В США в течение длительного времени изменение денежной массы выступает основным источником изменений во всех трех ценовых переменных — заработной плате, ценах и импортных ценах. Иная картина наблюдается в Германии, где изменения денежной массы не сохраняются достаточно долго и потому вызывают гладкую, нейтральную реакцию в тех ценовых переменных, которые доминируют в данных США.

⁴³ В самом деле, проверка гипотезы о том, что цена является экзогенной в Западной Германии, дает $F(20, 47) = 2,28$ и, следовательно, предельный уровень значимости 0,01.

В табл. 5 представлен прогноз стандартных ошибок в различных горизонтах прогнозирования, опирающийся на модель, которая игнорирует выборочную ошибку оценки коэффициентов. Фактические ошибки прогноза, конечно, будут существенно выше, даже если параметры модели не меняются, поскольку статистические оценки несовершенны. Но, даже предполагая, что оценки коэффициентов тренда известны точно, мы видим, что ошибки прогноза будут стабильно возрастать при удлинении горизонта прогнозирования почти для каждой переменной. Для стационарного процесса прогнозируемая стандартная ошибка стремится к некоторой верхней границе при увеличении горизонта. В табл. 5 только реальный ВВП и безработица в США демонстрируют такого рода поведение, что указывает на постепенное затухание оцененной системы.

Проверки конкретных гипотез⁴⁴

Предположим, что мы воспринимаем (y, m) как вектор процесса, где y — вектор продукции и относительных цен, определяемых в частном секторе, а m — денежная масса.

Предположив, что (y, m) не имеет абсолютно линейно предсказуемых компонент, мы можем написать

$$y(t) = a^*e(t) + \lambda c^*f(t), \quad (15)$$

где $f(t) = m(t) - \varepsilon[m(t)|m(n-s), y(t-s), s > 0]$ — изменение $m(t)$ и $e(t) = y(t) - \varepsilon[y(t)|m(t), m(t-s), y(t-s), s > 0]$ часть изменения $y(t)$, которые ортогональны $f(t)$. Здесь « $\varepsilon[X|Z]$ » означает «наилучший линейный определитель X , основанный на Z », который совпадает с условным математическим ожиданием только при нормальности предположений.

Существует класс классической модели рациональных ожиданий, которые подразумевают, что никакие принципы определения m не могут повлиять на уравнение (15), иначе чем через влияние $a(0)$, матрицы λ и вариации f . Далее эти модели предполагают, что, когда вариации f держатся на уровне нуля, $a(0)$ инвариантно к изменениям в политике.

Чтобы увидеть, как можно получить этот вывод, предположим, что i -й тип экономического агента выбирает $x_i(t)$ в соответствии с попыткой максимизировать функцию, зависящую от $x_j(s)$ и $p_j(s)$ для всех j и s (p_j — это цена, относящаяся к некоторому фиксированному масштабу цен). Очень важно, чтобы денежные остаточные члены, даже реальные денежные остаточные члены, не были включены в X . Это сильное предположение нейтральности. Если реальные денежные остаточные члены были в X , номинальные процентные ставки придется ввести в p . Будем считать, что условия первого порядка, описывающие решение задачи максимизации j -го агента, задаются

$$G_j(p, x, u_j, t) = 0, \quad (16)$$

где u_j — вектор изменений в целевых функциях различных агентов в экономике. Все предыдущие и будущие p , x , u_j входят в уравнение (16), и мы считаем, что единственное влияние аргумента t заключается в изменении точки отсчета времени принятия решения, то есть если $L_p(s) = p(s-1)$, то $G_j(Lp, Lx, Lu_j, t+1) = G_j(p, x, u_j, t)$.

Берем символ « E_j » в значении «ожидаемого значения в зависимости от информации, доступной для агентов типа j в момент t ». Если есть сомнение

⁴⁴ Представленные здесь идеи выдвинуты отчасти под влиянием Т. Сарджента.

ния, мы предполагаем, что фактические значения $x_j(f)$ выбраны в результате решения

$$E_g[G_j(p, x, u_j, t)] = 0. \quad (17)$$

Это было бы разумно при условии, что j -й тип агента обладает целевой функцией полезности Неймана—Моргенштерна. Система уравнений вида (17), вместе с рыночными условиями (определяющими, какое «предложение» x_j придется добавить к какой сумме «спросов» x_j), предположительно определяет $x(t)$ и $p(t)$ в каждый момент t . В целом решение $y(t) = (x(t), p(t))$ будет включать все аспекты всех индивидуальных условных распределений для будущих u_j , которые входят в систему. Для получения этих выводов следует резко упростить предположение, что только первые моменты этих условных распределений влияют на решения, как это было бы верно, если бы все целевые функции в системе были квадратичными. Таким образом, мы предполагаем, что (17) может быть решена при помощи системы вида:

$$y(t) = H_t(\hat{u}_j, \text{ для любых } j, \hat{y}(s), \text{ для любых } s < t, \text{ для любых } j), \quad (18)$$

где \hat{u}_j является вектором функций времени с i -м элементом $\hat{u}_j(s) = E_{g_j}[u_i(s)]$ и $\hat{y} = E_g[y(s)]$. Как и в случае G в (17), мы предполагаем, что H_t зависит от времени только через сдвиг точки отсчета времени, так что

$$H_t(u, y(s), s < t) = H_{t+1}(Lu, Ly(s), s < t+1).$$

Экономическую сущность (18) можно свести к утверждению, что единственный доступный путь, через который монетарная политика может влиять на уровни реальных переменных в системе, это ее возможное влияние на ожидаемые будущие уровни реальных шоков в экономике (u). Такие эффекты возможны, согласно такой модели, поскольку некоторые агенты могут наблюдать некоторые цены в денежном выражении более быстро, чем они наблюдают относительные цены. Таким образом, если монетарные власти имеют более богатый набор информации, чем некоторые агенты, то они могут улучшить прогнозы для частного сектора за счет сдвига денежной массы (и, следовательно, совокупного уровня цен) в соответствующем направлении. Кроме того, за счет введения колебаний в совокупном уровне цен, которые не связаны с изменениями u , денежные власти могут снизить качество прогнозов частного сектора. В тех версиях моделей, в которых предполагается, что денежно-кредитная политика бессильна, считается, что любая частная информация, указанная в экономике, включает всю информацию, доступную монетарным властям.

Предположим, что денежно-кредитная политика основывается на информации, содержащейся в истории денежного агрегата m и истории u отдельно. То есть $m(t) = F(y(t-s), m(t-s), s > 0) + f(t)$. Хотя мы допускаем существование случайной составляющей $f(t)$ в $m(t)$, предположение о том, что объем информации у лиц, принимающих решения, ограничен историей u и m , следует понимать таким образом, что $f(t)$ не зависит от $y(t+s) - E_{t-1}(y(t+s))$ для всех s , где « E_{t-1} » означает «условное математическое ожидание данного $y(s)$, $m(s)$ для $s \leq -1$ ».

Если уравнение (18) является линейным и если $\hat{y}(t-s) = y(t-s)$ при $s > 0$ (как следует из нашего предположения, что всем частным агентам известна предыдущая история y), то получаем из (18):

$$E_{t-1}[y(t)] = H_t(E_{t-1}(u(s)), \text{ для любых } s; y(t-s) \text{ для } s > 0). \quad (19)$$

При наших предположениях о политике знание прошлых значений m может быть бесполезно в прогнозировании u , когда прошлое u известно (u скорее как вектор, в смысле Грейнджа, относительно m). Теперь уравнение (15) является частью совместной скользящей средней в представлении процесса (y, m) , поэтому мы имеем

$$E_{t-1}y(t) = \sum_{s=1}^{\infty} a(s)e(t-s) + \sum_{s=1}^{\infty} c(s)f(t-s). \quad (20)$$

По определению изменения, мы можем использовать (19), чтобы записать

$$y(t) = H_t(E_{t-1}(u(s) \text{ для любых } s; y(t-s) \text{ для } s > 0) + a(0)e(t) + \lambda c(0)f(t)), \quad (21)$$

где f , как и в уравнении (15), является изменением в m , когда (y, m) рассматривается как векторный процесс, а e — как компонент изменения в y , ортогональный f . При наших предположениях о политике $f(t)$ должно быть не связано с реальным нарушением процесса u ⁴⁵. Мы предполагаем далее, что из прошлой истории u и m агенты могут вычислить фактические значения предыдущего u . В этом случае нетрудно показать, что $e(t)$ должно быть фактически линейным преобразованием измененного вектора u . Тогда компонент правой части уравнения (21), который зависит от $E_{t-1}(u(s))$, является фиксированной линейной комбинацией прошлых значений $e(t)$. Веса в этой линейной комбинации зависят только от структуры u . Используя эти выводы (и линейность H), чтобы переписать (21), мы получаем

$$b_1^*y(t) = b_2^*e(t) + a(0)e(t) + \lambda c(0)f(t). \quad (22)$$

Предполагая, что b_1 обратим, мы приходим, наконец, к интерпретации (20): $b_1^{-1}b_2(s) = a(s)$ для $s > 0$, $b_1^{-1}(s)c(0) = c(s)$ для $s > 0$. Поскольку b_1 и b_2 не зависят от денежно-кредитной политики, мы продолжаем придерживаться главного вывода, сделанного в начале данного раздела. То, что $a(0)$ инвариантно к изменениям правил определения политики, следует из (18) и нашего предположения об информации, поскольку если все частные наборы информации включают информацию, на которой основана политика и $f(t) = 0$, то все t из уравнения (18) определяют $y(t)$ независимо от политики.

До этого момента используемая мной теория не вызывала никаких явных ограничений на совместное представление авторегрессии m и y , несмотря на то, что данная теория, очевидно, имеет серьезные последствия для политики. Теория, однако, позволяет нам интерпретировать оцененные MAR. Обратите внимание, что b_1 в (22) определяется коэффициентами отстающего y в H_t в (21) и что H_t , в свою очередь, была определена коэффициентами функции G_j в (16). Таким образом, b_1 определяется параметрами функций полезности и производственных функций экономических агентов. Распределение лага b_2 , с другой стороны, происходит из-за прогнозов u , которые входят в H_t в (21). Хотя b_2 зависит от формы H и, следовательно, от функций полезности и производства, он равен нулю, если $u(t)$ не коррелируемо и независимо от формы H_t .

Из того что c , временной ряд реакции y на изменения m , выглядит как $b_1^{-1}c(0)$, следует, что c может изменяться только в ограниченной мере (через изменения вектора $c(0)$) в ответ на изменения в денежном предложении.

Очевидно, что если b_2 равен нулю, а b_1 является скаляром, то уравнение (22) предполагает, что $y(t)$ серийно некоррелированы. По сути, если нет ди-

⁴⁵ Вероятно, здесь нет ограничительного характера. Если u не может быть выведена из предыдущих y и m (например, если она была слишком высокой размерности), то она, вероятно, может быть пересмотрена для подтверждения наших предположений без изменения аргумента.

намики в функции полезности или в производственной функции (b_1 — скаляр) и если шоки функции полезности, производственной функции, а также вливания серийно некоррелированы ($b_2 = 0$), то эта модель предполагает, что реальные переменные серийно некоррелированы. На тот факт, что модели рациональных рыночных ожиданий предполагают, что реальные переменные серийно некоррелированы, в литературе обращается большое внимание. Р. Холл, например, изучил коррекцию показателя безработицы в качестве основного примера реальной переменной. Простая модель Холла является частным случаем рассмотренной выше, в которой b_1 считается скаляром. Из предположения о скалярности b_1 Холл делает вывод, что если реальные переменные на самом деле сильно коррелируют, то модель рыночных рациональных ожиданий должна «объяснить» серийную корреляцию реальных переменных через ненулевой коэффициент b_2 . Он указывает на то, что это подталкивает к «объяснению» бизнес-цикла как серийной корреляции необъяснимых и неизмеримых влияний на экономику; но такая теория ничего не объясняет. Кроме того, она, в частности, исключает возможность связи почти всех наблюдаемых циклических изменений в реальных переменных с денежной политикой (например, в f) и, следовательно, ограничивает потенциальный результат, которого можно было бы ожидать от применения монетаристской политики.

Последняя часть аргумента Холла имеет смысл. Впрочем, выводы Холла зависят от допущения, что сильная корреляция у свидетельствует о ненулевом b_2 . На самом деле, легко видеть из (22), как уже было указано Сарджентом, что значительные серийно коррелированные изменения u можно объяснить, не прибегая к мощным серийно коррелированным изменениям u , — просто признав наличие динамических элементов в технологии или во вкусах, то есть нескалярного b_1 . Если серийная корреляция u объясняется нескалярным b_1 без учета ненулевой b_2 , то так или иначе по-прежнему возникает тестовое приложение теории к объединенной авторегрессии (y, m): y должен быть причинным относительно m . Формально это объясняется тем, что при $b_2 = 0$ уравнение (22) выражает изменение u в виде линейной комбинации текущего и прошлого u по отдельности, без использования прошлых m . Другой способ получить тот же вывод состоит в том, чтобы заметить, что, при $b_2 = 0$, наилучший линейный прогноз на шаг вперед $y(t)$ — это $\sum_{s=1}^{\infty} b_1(s)y(t-s)$. То, что эта формула не влияет на лаги m , соответствует определению Грейнджа, что m не влияет на y .

Тест на блок-экзогенность реального сектора представляет особый интерес в контексте данной модели. Если испытания были проведены, может быть использовано либо то, что дисперсия u мала по сравнению с дисперсией f , либо то, что u не имеет серьезной серийной корреляции. В любом случае серийно коррелированные циклические движения будут учитываться в значительной степени для параметров целевых функций G_j . Если тестирование не проводилось, будет сделан вывод, что b_2 отличен от нуля и параметры G_j не учитываются в наблюдаемой картине серийной корреляции. Обратите внимание, что этот тест не зависит от того, являются ли рациональные ожидания, рынок, нейтральная теория денег верными, — он только проверяет, насколько хорошо составляется наблюдаемая циклическая изменчивость экономики. Возможно, что b_2 значительно отличается от нуля и что u обладает большой дисперсией, но может быть правдой и то, что рассматриваемая модель является верной. В этом случае нельзя ожидать, что изменение денежно-кредитной политики, направленное на сокращение вариации f , как

хотелось бы думать большинству монетаристов, значительно повлияет на циклическую изменчивость экономики. Но остается верным, что кредитно-денежная политика может иметь лишь очень ограниченное влияние на повышение устойчивости экономики⁴⁶.

Следует обратить внимание на существование некоего парадоксального теста на блок-экзогенность u как испытание силы рациональных ожиданий рыночной теории. Эта теория, как здесь показано, позволяет предположить, что установление $f = 0$, то есть установление уровня денежного предложения в соответствии с недискреционными правилами, было бы хорошей политикой. В этом смысле теория оправдывает монетаристские выводы. Тем не менее мы проверяем данную теорию, тестируя зависимость Грейнджера u от t , — если мы найдем «зависимость» u от t , то мы отвергнем монетаристскую теорию⁴⁷. Старомодный монетарист, привыкший интерпретировать регрессию ВВП по деньгам как структурные уравнения, нашел бы этот вывод смешным. С той точки зрения, что деньги оказывают важное реальное воздействие, которое не компенсируется инертностью корректировки цен и рациональных ожиданий, логично было бы ожидать предложения найти зависимость Грейнджера t по u . Если, однако, это источник содержательной компоненты ковариации t и u , то денежно-кредитная политика стабилизации имеет важные последствия и простые механические правила установления t могут быть далеки от оптимальности.

Подводя итоги, можно интерпретировать тесты на блок-экзогенность как минимум в рамках трех границ поддержания гипотез. При рациональности ожиданий и неинертности цен отказ от экзогенности u подразумевает, что значительные циклические изменения не являются реакцией на денежные шоки. Активная политика стабилизации в этих рамках никогда не может быть очень полезной, но при неэкзогенном u подразумевается, что она исторически не была основным источником циклической изменчивости. «Традиционный монетарист», который считал, что деньги очень важны, но не принял неинерционности цен и рациональных ожиданий, нашел бы, что экзогенность u трудно объяснить. На самом деле, регрессия дохода по деньгам не поддерживается, как структурные отношения, если t , а не u является причинным показателем по Грейнджеру. Однако данный подход подразумевает, что механические денежные правила вряд ли будут оптимальными. Наконец, невозрожденная кейнсианская модель, отвергающая не только безынерционные цены и рыночные самоочистки, но и саму идею, что деньги являются важнейшим инструментом экономической политики, может истолковать экзогенность u как показатель полностью пассивной денежно-кредитной политики, ссылаясь на корреляции временных рядов t по u и не прибегая к причинным эффектам автономной политики, которые вызвали изменения t к u . Отказ от экзогенности u , таким образом, ослабляет «невозрожденные кейнсианские» позиции, а также позиции «рациональных ожиданий рынка».

⁴⁶ В модели не предполагается, что политика не имеет реальных последствий. Путем изменения дисперсии f политика может повлиять в целом на $a(0)$ и λ , и с заданной произвольно выбранной целевой функцией для политики маловероятно, что $f = 0$ будет оптимальным выбором. Однако если целевая функция политиков связана с экономическими агентами и значимых экстерналий не существует, то это, вероятно, приведет к тому, что $f = 0$, а это делает прогнозы частного сектора экономики наиболее точными, будучи оптимальной политикой.

⁴⁷ Конечно, как уже отмечалось выше, в действительности мы не отвергаем данную теорию как ложную. Как описано выше, влияние u на t только предполагает, что рациональные ожидания монетаристской теории должны выделять важные дисперсии бизнес-цикла в серийную корреляцию в неожидаемых остаточных членах. Важно не то, что экзогенность u отвергается, а то, при насколько высоком уровне правдоподобия она отвергается.

В этом случае (а я считаю, что так и должно быть) в большинстве макроэконометрических работ данные не непосредственно определяют исход дебатов между различными школами; но они, тем не менее, влияют на конфликт через определение позиций, занимаемых школами.

Рациональная рыночная модель включает многочисленные сомнительные предположения. В управлении ею мы явно или неявно вызываем существование и единственность результатов, а также заведомо ложную линейность и однозначную эквивалентность предположений. Исключив реальные остаточные члены G_j , мы предполагали свойство сильной нейтральности. Мы также опирались на непрерывную рыночную рационализацию и на очень жесткое (и, на мой взгляд, нереальное) определение того, чего может достичь политика⁴⁸. Наконец, может оказаться важным учитывать частные затраты на приобретение и обработку информации, а не, как в рассматриваемой модели, на исправление «информационного множества» как данного. Вполне вероятно, что политическая власть может избавить частный сектор от некоторых подобных расходов за счет правильной обработки информации при выработке своей политики.

По всем этим причинам я не считаю данный тип модели нулевой гипотезой с отличной от нуля вероятностью. Данный тип модели, вероятно, будет более или менее ложным в весьма серьезных вопросах. Тем не менее на данный момент существует единственный класс моделей, которые генерируют поведенческую теорию стохастического поведения экономических временных рядов. При интерпретации статистических моделей, которые мы описываем в настоящей статье, особое внимание предположительно уделяется гипотезам поведенческих моделей такого типа.

Ни в Германии, ни в США тест на экзогенность реального сектора не был успешным. Статистика $\chi^2(32)$ для этой гипотезы в системе уравнений для Германии равна 52,10, с предельным уровнем значимости около 0,01, а для данных по США (где уравнение импорта игнорируется) получаем $\chi^2(24) = 64,63$, с предельным уровнем значимости менее 0,001. Этот вывод, естественно, не удивителен, если принимать во внимание воздействие значительных лагов на изменение реальных переменных цен и денег в Германии и США.

При этом гипотеза, подразумевающая, что временная составляющая реакции системы на изменение денег (или на реальные изменения) должна быть инвариантной относительно регулирования денежной массы, действительно представляется правдоподобной в свете результатов этой системы. Реакция денег на другие переменные в системе различна в двух странах, как мы уже указывали, но в обеих странах в качестве реакции на изменение денежной массы мы получаем рост реального ВВП выше тренда, соответствующий снижению безработицы, и рост реальной заработной платы выше тренда, причем все эти изменения происходят в течение 2,5–3 лет.

Подтверждается, что реакция в США значительно больше в процентном отношении в режиме реального ВВП и меньше в процентном выражении

⁴⁸ Под этим я подразумеваю, что, казалось бы, безобидное предположение о том, что монетарные власти должны «установить» денежное предложение на основе имеющейся информации, не является реалистичным. Конечно, денежно-кредитное регулирование в США имеет возможность «идти против течения» при изменении краткосрочной процентной ставки, производимом посредством изменения спроса на деньги. Такая политика позволила бы создать связь между изменениями денежной массы и изменениями $u(t)$, не требуя, чтобы власти могли наблюдать сдвиги спроса для получения опубликованных данных от кого-либо еще. Подобная политика будет возможной даже по отношению к изменениям безработицы: страхование по безработице может быть частично оплачено новой валютой, что позволит создать автоматическую связь между изменениями денежной массы и безработицы.

в реальной заработной плате, а также то, что падение реального ВВП, за которым следует подъем, относительно больше (по сравнению с начальным ростом) в Германии.

Единственный случай, где реакция действительных переменных качественно различается у двух стран — это реакция на изменение уровня безработицы, и здесь возможно следующее объяснение: изменения в уровне безработицы разнятся в двух странах из-за различий в характере безработицы. Моя собственная догадка, однако, заключается в том, что такая ошибка измерений не учитывает различные реакции. Разница кажется естественно объясняемой различиями в реакции денег на изменения, что противоречит классической гипотезе рациональных ожиданий⁴⁹, и безработица связана в обеих странах с реальным ВНП примерно одинаково, что ставит под сомнение объяснение ошибки измерения. К сожалению, для проверки гипотезы с данными по этим двум странам мы должны были принять на веру сомнительное предположение, что различия в денежно-кредитной политике заключаются лишь в очевидной разнице между двумя странами. Исследование, охватывающее несколько стран, позволило бы сделать более обоснованные выводы.

Для того чтобы оценить «уравнения заработной платы и цен» с помощью метода одного уравнения и дать им структурную интерпретацию, следует предположить, что на правой стороне в таких уравнениях переменные являются экзогенными. С учетом сильной обратной связи цен и денег с реальными переменными в системах, которые мы обсуждаем, должно быть очевидно, что обычная форма таких систем, в которых безработица и отклонения выпуска от тренда (иногда называемого «производственными мощностями») являются переменными правой стороны, отличными от отстающих значений цен и заработной платы, не может пройти проверку на экзогенность. Действительно, гипотеза, подразумевающая, что уровни безработицы и реального ВВП экзогенны, отвергается с $\chi^2(32) = 58,26$ для США. Для Германии эта гипотеза, по сути, не была непосредственно проверена, но утверждение этой гипотезы, что деньги имеют нулевую сумму коэффициентов в уравнении безработицы, отвергается при предельном уровне значимости менее 0,01.

Хотя обычную интерпретацию уравнений заработной платы и цен как отражения переговоров по заработной плате и анализа поведения цен трудно поддержать, если денежная масса допущена к этим уравнениям, эмпирические исследования этих уравнений с включением денег как объясняющей переменной продолжаются⁵⁰. Нулевая гипотеза, подразумевающая, что реальный ВВП, безработица и деньги в совокупности образуют экзогенность, отвергается по Германии с $\chi^2(36) = 68,27$ и предельным уровнем значимости менее 0,01. Для США эта гипотеза принимается с $\chi^2(36) = 42,54$ и предельным уровнем значимости 0,21. Эта гипотеза сводится к утверждению, что для анализа событий в реальных агрегированных переменных мы не должны обращать внимание на связанные с ними ценовые движения. Денежная масса сама по себе, с реальными переменными, предлагает адекватную меру номинальных и реальных взаимодействий. Более подходящая опыта США

⁴⁹ То есть реакция действительных переменных на изменения денег в США, похоже, естественным образом объясняется систематической тенденцией массы денег к увеличению после сокращения безработицы, сопровождающейся реакцией частного сектора на денежный рост, которая односторонне связана с реакцией частного сектора на денежный «сюрприз». В классических моделях рациональных ожиданий, рассмотренных выше, частный сектор не должен реагировать на предсказуемые движения в денежной массе.

⁵⁰ См.: Wachter M.L. The Changing Cyclical Responsiveness of Wage Inflation; Gordon R.J. Can the Inflation of the 1970's Be Explained?

гипотеза, возможно, отражает относительно меньшую значимость предложения для шоков в этой стране.

Выводы

Приведенный выше пример малого масштаба со всей очевидностью подтверждает, что можно получить макроэкономические модели с полезными описательными характеристиками, в рамках которых тесты экономически значимых гипотез могут быть выполнены без учета поддерживаемых гипотез, как обычно бывает в подобных моделях. Однако существует большая разница между тем, что было показано здесь, и моделями, которые серьезно соперничают с существующими крупномасштабными моделями на их собственной территории — в сфере прогнозирования и формирования политики. Даже с такой небольшой системой, как наша, прогнозирование, особенно на относительно длительную перспективу, вероятно, сможет значительно выиграть от использования байесовых методов или других методов сокращения, например среднеквадратичных ошибок для улучшения того, что получается с сырьими оценками 144 неограниченных коэффициентов. Чтобы быть более полезными в формировании политики, подобные модели должны включать значительно больше, чем одну политическую переменную, которая появляется в этих двух моделях. При расширении списка переменных в модели необходимо разработать практические методы ограничения роста числа параметров в случае увеличения размера выборки — возможно, по аналогии с моделями индексов.

И хотя эта работа — весьма непростая, она предлагает возможность отказаться от неудобных стандартов, а невероятные предположения макроэкономистов, которые будут использованы для проведения анализа, могут сделать подобное исследование весьма интересным.

Приложение

Данные

Деньги. В США существует оператор M1 (учитывающий сезонные колебания), рассчитываемый Советом управляющих Федеральной резервной системы и публикуемый в «Бизнес-статистике» и «Обзоре текущей деятельности» Министерством торговли. В Западной Германии этот показатель рассчитывается по формуле «Деньги = резервные деньги в федеральном банке + депозиты до востребования в банках — наличность в банках — депозиты банков» и публикуется Международным валютным фондом в «Статистике международных финансов».

Реальный ВВП: в США в тех же источниках, перечисленных выше для M1 и подготовленных Министерством торговли, публикуются и временные ряды для реального ВВП. Они публикуются с учетом сезонных колебаний. В Западной Германии этот показатель основан на подготовленных *Statistisches Bundesamt Wiesbaden* и опубликованных в *Wirtschaft und Statistik* цифрах. Кроме включения сглаживания временных рядов, основанных на различных весах индексов, подготовка этих данных требует интерполяции для получения ежеквартальных данных из опубликованных полугодовых данных в течение большей части периода выборки. Интерполяция была проведена регрессией наблюдаемых полугодовых данных по месячным значениям показателя промышленного производства за текущий и три предыдущих месяца. Индекс промышленного производства (*Index der Industriellen Nettoproduktion*) взят из того же источника, что и реальный ВНП. Квартальные данные имеют вид квартальных расчетов со скользящей средней реального ВНП по двум кварталам.

Уровень безработицы: в США это показатель рассчитывает Бюро статистики труда для всех гражданских работников, с учетом сезонных колебаний; он публикуется в тех же источниках. В Западной Германии уровень безработицы — это отношение опубликованного числа безработных, «Arbeitslose» в приведенных выше источниках, к сумме безработных и занятых. Цифры для числа занятых были скомпилированы на основе данных в Statistischer Wochendienst, опубликованных той же организацией, что и приведенная выше. В 1964—1976 годах существовали данные Erwerbstätigkeit (abhängige) (то есть число занятых, за исключением самозанятых и работников семейных предприятий), в 1952—1962 годах — Beschäftigte Arbeitnehmer (то есть аналогичные понятия, но с двойным учетом некоторых работающих в нескольких местах). Для промежуточных лет и для компилирования серий использовались серии «Erwerbstätigkeit», которые включают самозанятых и семьи рабочих.

Заработка плата: для США это сезонно скорректированный индекс среднего часового возмещения для всех работников частного несельскохозяйственного сектора, рассчитываемый Бюро статистики труда и опубликованный в Business Condition Digest министерством торговли. Для Западной Германии заработка плата — это показатель часовых доходов в промышленности, публикуемый в International Financial Statistics Международным валютным фондом с использованием в качестве источника ежемесячного доклада Deutsche Bundesbank. Сращивание сегментов с использованием различных нормирующих лет не требуется.

Цены: для США это учитывающий сезонные колебания цен дефлятор валового национального продукта в несельскохозяйственном секторе бизнеса, рассчитываемый Министерством торговли и публикуемый в обзоре текущей деятельности. Для Западной Германии эти данные были рассчитаны как дефлятор ВВП, с использованием отношения текущего ВНП к постоянной ВНП; публикуется в том же источнике, что приведен для ВНП Германии. Как и в случае реального ВНП, интерполяция была осуществлена в данном случае с использованием месячных данных о розничных ценах (Index der Einzelhandelspreise, Einzelhandel insgesamt, публикуемый Wirtschaft und Statistik) таким же образом, как и данных по промышленному производству, использованных для интерполяции реального ВНП. Заметное различие между двумя процедурами заключается в том, что для цен остаточные члены от отношения дефлятора ВВП к розничным ценам показали существенную корреляцию и потому они используются в интерполяции. На начальном этапе работы эта интерполяция была двусторонней интерполяцией значений, предсказанных значений регрессии по розничным ценам плюс среднее остаточных членов регрессии j в обе стороны. Позднее было решено, что это может исказить временные ряды, поэтому интерполяция была переделана с использованием только отстающих остаточных членов. Это не имело существенного влияния на ожидаемую величину уравнения, а значит, не все ограниченные регрессии, использованные в формировании тестовой статистики, были повторены с данными, интерполированными последним методом. Графики и таблицы скользящей средней, тем не менее, отражают метод «односторонней» интерполяции.

Импортные цены: для США это стоимость единицы общего импорта, публикуемая Министерством торговли в обзоре текущей деятельности. Для Западной Германии это значения серии единицы импорта, публикуемые Международным валютным фондом в Survey of Current Business. Компилирование шести перекрывающихся сегментов, отражающее незначительные изменения в определении серии или изменения в базовом году, не требовалось.