

Макроэкономика

Долгосрочная нейтральность денег: наблюдается ли она в России?

Филипп Сергеевич Картаев*ORCID: 0000-0001-5973-3776*

Доктор экономических наук, доцент,
заведующий кафедрой микро-
и макроэкономического анализа,
экономический факультет,
Московский государственный университет
им. М. В. Ломоносова (РФ, 119991, Москва,
Ленинские Горы, 1, стр. 46)
E-mail: kartaev@gmail.com

Алина Константиновна Герелишина*ORCID: 0000-0002-5190-2376*

Старший преподаватель кафедры
общей экономической теории,
Московская школа экономики,
Московский государственный университет
им. М. В. Ломоносова
(РФ, 119234, Москва,
Ленинские Горы, 1, стр. 61)
E-mail: alinagerelishina@gmail.com

Аннотация

В соответствии с традиционным подходом деньги в долгосрочном периоде нейтральны. Простейшая формулировка гипотезы долгосрочной нейтральности заключается в том, что постоянные изменения в денежной массе не имеют долговременных последствий для реального уровня выпуска и отражаются лишь в повышении цен. Однако, несмотря на теоретическую привлекательность такой концепции для экономической науки, эмпирические данные о нейтральности денег неоднозначны, что вызывает дискуссии по поводу выбора целевого ориентира денежно-кредитной политики. Целью настоящей работы является эконометрическая проверка гипотезы о долгосрочной нейтральности и супернейтральности денег в России. В статье рассмотрено долгосрочное влияние динамики различных денежных агрегатов на реальный выпуск и его компоненты: расходы на конечное потребление домашних хозяйств, расходы на конечное потребление органов государственного управления и валовое накопление. Результаты расчетов показывают, что для экономики России в период с 1995 по 2023 год обе гипотезы в целом не могут быть отклонены — деньги нейтральны и даже супернейтральны. Данный вывод устойчив и относится к различным денежным агрегатам. Это означает, что денежная экспансия, скорее всего, не приведет к увеличению производства в долгосрочной перспективе, а лишь вызовет рост цен. В исследовании не выявлено свидетельств работы инвестиционного канала ненейтральности, а аргумент в пользу смягчения монетарной политики ради стимулирования инвестиционного экономического роста не подтверждается данными. Основываясь на полученных результатах, можно сделать вывод, что лучшим вкладом Банка России в создание условий для экономического роста является поддержание низкой и стабильной инфляции.

Ключевые слова: денежно-кредитная политика, нейтральность денег, супернейтральность денег, экономический рост.

JEL: C22, E52, O42.

Macroeconomics

Is There Long-Run Monetary Neutrality in Russia?

Philipp S. Kartaev

ORCID: 0000-0001-5973-3776

Dr. Sci. (Econ.), Associate Professor,
Head of the Department of Micro- and
Macroeconomic Analysis, Faculty of Economics,
Lomonosov Moscow State University,^a
e-mail: kartaev@gmail.com

Alina K. Gerelishina

ORCID: 0000-0002-5190-2376

Senior Lecturer at the Department of General
Economic Theory, Moscow School of Economics,
Lomonosov Moscow State University,^b
e-mail: alinagerelishina@gmail.com

^a 1–46, Leninskie Gory, Moscow, 119991,
Russian Federation

^b 1–61, Leninskie Gory, Moscow, 119234,
Russian Federation

Abstract

One theoretical tradition holds that money is neutral in the long run. Although the neutrality of money is an attractive doctrine in economics, the empirical evidence for it is somewhat ambiguous; this uncertainty opens up debate about how to choose the target for monetary policy. The purpose of this paper is to apply econometric analysis to test the hypothesis that money exhibits long-term neutrality and superneutrality in Russia. The article considers the long-term impact on real output and its components (consumption, government expenditure, and gross investment) from permanent shocks to various monetary aggregates. The resulting calculations show that, for the Russian economy from 1995 to 2023, neither hypothesis can be rejected in general — money is neutral and even superneutral. This conclusion is robust across different monetary aggregates. This means that monetary expansion is unlikely to increase production in the long term but will merely result in higher prices. The study found no evidence that non-neutrality was a factor in the investment channel. Therefore, the position that aggressive easing of monetary policy stimulates investment-driven economic growth is not supported by the data. The best way for the Central Bank of Russia to provide conditions conducive to economic growth would be to ensure low and stable inflation.

Keywords: monetary policy, monetary neutrality, monetary superneutrality, economic growth.

JEL: C22, E52, O42.

Введение

Лауреат Нобелевской премии американский экономист Роберт Лукас писал: «Противостояние двух несовместимых взглядов — о том, что изменения в денежной массе являются нейтральными, и том, что они вызывают сдвиги в занятости и производстве, — уже давно находится в центре монетарной теории...» [Lucas, 1996. P. 664]. В соответствии с традиционным подходом в долгосрочном периоде времени деньги нейтральны. Простейшая формулировка гипотезы долгосрочной нейтральности заключается в том, что постоянные изменения в денежной массе не имеют долговременных последствий для реального уровня выпуска и отражаются лишь в повышении цен. С долгосрочной нейтральностью также связана долгосрочная супернейтральность денег, которая возникает, когда постоянные экзогенные изменения в темпах роста денежной массы оставляют уровень реального выпуска неизменным. Не все исследователи, поддерживающие концепцию нейтральности денег, признают также и супернейтральность [Моисеев, 2018], но в большинстве традиционных макроэкономических моделях наблюдаются оба этих свойства денег.

Вопреки консенсусу в мейнстримной экономической теории, эмпирические данные по поводу нейтральности денег не столь однозначны: в то время как некоторые исследования находят доказательства их нейтральности [Bae, Ratti, 2000; Boschen, Otrok, 1994; Haug, Lucas, 1997; Iranmanesh, Jalaei, 2021; Noriega, 2004; Serletis, Krause, 1996; Wallace, Cabrera-Castellanos, 2006], другие обнаруживают, что динамика денежной массы в действительности оказывает влияние на реальную экономическую деятельность в долгосрочной перспективе [Jorda et al., 2020; Moran, Queralto, 2018; Noriega, 2004; Vary, 2021; Wallace, Shelley, 2007]. При этом влияние увеличения денежной массы на реальный сектор для разных стран и разных периодов времени может быть как положительным, так и отрицательным. Результаты моделирования могут зависеть от методики исследования, выбранных номинальных и реальных показателей, стадии экономического развития рассматриваемых стран, временного периода, наличия структурных сдвигов и др.

Неоднозначность эмпирических результатов стимулирует дискуссию в академическом и экспертном сообществах по поводу выбора целевого ориентира денежно-кредитной политики (далее — ДКП). Этот выбор, очевидно, зависит от ответа на вопрос, являются ли деньги нейтральными. Идеология приоритета цено-

вой стабильности, которую разделяет большинство современных центральных банков, явным образом опирается на концепцию нейтральности денег. Если же гипотеза о нейтральности не подтверждается, то, возможно, цель ДКП могла бы быть скорректирована.

Эта дискуссия важна для России, где в условиях структурной трансформации экономики остро стоит и проблема борьбы с инфляцией, и проблема обеспечения условий для экономического роста. Поэтому авторам настоящей работы представляется важным выяснить, в какой степени предположения о нейтральности и супернейтральности денег соответствуют российским данным.

В связи со сказанным целью данной работы является эконометрическая проверка гипотез о долгосрочной нейтральности и супернейтральности денег в России.

Статья имеет следующую структуру. В первом разделе рассматриваются каналы ненеutralности, то есть выявляются потенциальные теоретические соображения о том, что деньги в долгосрочной перспективе могут влиять на реальный сектор. Во втором разделе содержится обзор результатов эмпирического тестирования нейтральности денег в разных странах. Существует широкий пласт литературы, в котором ненеutralность тестируется преимущественно на основе подхода [Fisher, Seater, 1993] (этот подход в литературе получил название методология FS, подход FS). В третьем разделе описаны наша эмпирическая стратегия, адаптирующая подход FS для России, и используемые данные. В четвертом разделе приводятся результаты моделирования и их обсуждение.

1. Обзор теоретических представлений о потенциальной ненеutralности денег

Теоретические представления о долгосрочной ненеutralности денег можно найти в исследованиях представителей школы посткейнсианцев [Vary, 2021. P. 3]. Подробный обзор посткейнсианской теории представлен, например, в статьях [Розмаинский, 2006; 2010], а также в обзорной части работы [Vary, 2021]. Нарушение монетарной нейтральности в долгосрочном периоде может быть вызвано особенностями подстройки цен и специфическими эффектами взаимодействия совокупного спроса и совокупного предложения. Согласно посткейнсианским взглядам колебания совокупного спроса определяют производственные возможности экономик. Изменения потенциального уровня выпуска, в свою очередь, могут быть обусловлены реакцией инвестиционных расходов (инвестиционный канал) и связанными с ними технологи-

ческими инновациями (технологический канал), а также гистерезисом на рынке труда (канал рынка труда).

Реализация ненейтральности через действие инвестиционного канала нашла отражение в теории переключающегося режима воспроизводства (далее — ПРВ), разрабатываемой группой ученых Института экономики РАН под руководством академика В. И. Маевского. Базовая идея объяснения долгосрочной ненейтральности денег в рамках модели ПРВ заключается в расширении инвестиционного денежного потока в ответ на денежную эмиссию. Кредитная эмиссия увеличивает объемы инвестиционных расходов, которые, в свою очередь, с некоторой задержкой увеличивают основной капитал, занятость и совокупный продукт (выпуск). Таким образом, согласно ПРВ часть эмитируемых денег трансформируется в дополнительный капитал. Эту предпосылку сторонники теории ПРВ называют «феномен капитализации денег» [Маевский, 2021], представляющий гетеродоксальный взгляд на долгосрочную ненейтральность денег.

В работе [Vary, 2021] при помощи гибридной агент-ориентированной модели показано, что основным механизмом ненейтральности денег является взаимодействие совокупного спроса и совокупного предложения. Долгосрочный эффект ДКП действительно проявляется значительно сильнее, если в модель добавляется нелинейная корректировка цен, однако сам по себе механизм нелинейной корректировки цен не способен генерировать долгосрочные эффекты в ответ на монетарные шоки.

Долгосрочный эффект ДКП как результат взаимодействия спроса и предложения также выявлен в работе [Jorda et al., 2020]. Исследование проводилось по 17 странам с развитой экономикой за 125 лет (1890–2015). По результатам исследования в ответ на экзогенный негативный шок ДКП объем производства падает и не возвращается к своему предшоковому тренду даже двенадцать лет спустя. Для идентификации возможных каналов передачи ненейтральности в исследовании применяется декомпозиция выпуска на капитальные затраты (запас капитала), затраты труда (отработанное время) и совокупную факторную производительность (далее — СФП). В работе показано, что негативный шок ДКП снижает объем производства и временно замедляет рост СФП. В свою очередь, замедление роста СФП приводит к постоянному снижению уровня производства и капитала, даже несмотря на то что труд быстро возвращается к стационарному равновесию. Таким образом, исследование [Jorda et al., 2020] демонстрирует, что именно СФП — ключевой фактор в понимании причин ненейтральности ДКП.

Аналогичный [Jorda et al., 2020] канал ненейтральности для экономики США идентифицирован в работе [Moran, Queralto, 2018]. В исследовании показано, что положительный монетарный шок с некоторым лагом отражается «горбатой» динамикой СФП. Положительное влияние со временем затухает, однако остается хоть и незначительным, но статистически значимым даже через пятнадцать лет.

2. Обзор эмпирических результатов тестирования нейтральности денег

Эмпирическое тестирование гипотезы нейтральности денег в долгосрочном периоде представляет собой технически сложную задачу, так как требует корректного разделения краткосрочного влияния ДКП на циклические колебания выпуска (в существовании которого никто не сомневается) и долгосрочных последствий политики денежных властей [Bullard, 1999; King, Watson, 1997; Lucas, 1972; Sargent, 1971]. С развитием эконометрических методов возможности идентификации нейтральности ДКП значительно расширились. Девяностые годы XX века стали бумом в развитии различных подходов к тестированию нейтральности ДКП. В это время появилась фундаментальная работа [Fisher, Seater, 1993], в которой были представлены валидные тесты для проверки гипотезы о долгосрочной ненейтральности денег: данный подход является ярким примером упрощенного способа идентификации указанного явления и демонстрирует, что при определенных допущениях нейтральность (и/или супернейтральность) денег можно проверить при помощи обычной долгосрочной регрессии изменения выпуска на изменение денежной массы (или ее темпа прироста). Методология FS подразумевает предпосылку об экзогенности денежного предложения, кроме этого необходимыми условиями применимости метода являются нестационарность рассматриваемых номинальных и реальных переменных и ограничения на их порядок интегрированности. В работе [Fisher, Seater, 1993] применение этого подхода на годовых данных по США за период с 1869 по 1975 год показало, что увеличение денежной массы, измеренной при помощи денежного агрегата M2, стимулирует экономический рост, — гипотеза о долгосрочной нейтральности отвергается.

Относительная простота реализации методологии FS привела к большому количеству эмпирических исследований влияния монетарных шоков на реальную экономическую активность как в развитых, так и в развивающихся странах (табл. 1).

Т а б л и ц а 1

Эмпирические результаты тестирования нейтральности денег

T a b l e 1

Empirical Results of Money Neutrality Tests

Работа	Страны в выборке и временной диапазон	Номинальные показатели	Нейтральность (или супернейтральность)	
			да, деньги нейтральны	нет, деньги не являются нейтральными
[Iranmanesh, Jalae, 2021]	Иран (1979-2018)	M1	Да	
[Puah et al., 2008]	Индонезия (1965–2002), Малайзия (1950–2002), Мьянма (1950–2002), Непал (1964–2002), Сингапур (1963–2002), Таиланд (1953–2002), Тайвань (1951–2002), Филиппины (1950–2002), Шри-Ланка (1950–2002), Южная Корея (1953–2002)	M1	Да: Малайзия, Мьянма, Непал, Сингапур, Филиппины, Южная Корея	Нейтральность: Нет: Индонезия, Таиланд, Тайвань Супернейтральность: Нет: Сингапур
[Shelley, Wallace, 2003; Wallace, Shelley, 2007]	Мексика (1932–2001)	M2, M3		Нет
[Wallace, 2005; Wallace, Cabrera-Castellanos, 2006]	Гватемала (1950–2001)	M1, M2	Да	
[Wallace, Shelley, 2004]	Никарагуа (1960–1999)	M2	Нейтральность: Да	Супернейтральность: Нет
[Noriega, 2004]	Австралия (1870–1997), Аргентина (1884–1996), Бразилия (1912–1995), Великобритания (1871–2000), Дания (1871–1997), Италия (1870–1997), Канада (1870–2001), Мексика (1931–2000), США (1869–2000), Швеция (1871–1988)	M2 Великобритания (M4), Мексика (M1 и M2), США (M1)	Нейтральность: Да: Канада, Мексика (M2), Бразилия, Швеция	Нейтральность: Нет: Аргентина, Мексика (M1), Австралия, Великобритания, Италия Супернейтральность: Нет: Бразилия, Мексика (M2)

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 1

Работа	Страны в выборке и временной диапазон	Номинальные показатели	Нейтральность (или супернейтральность)	
			да, деньги нейтральны	нет, деньги не являются нейтральными
[Bae, Ratti, 2000]	Аргентина (1884–1996), Бразилия (1912–1995)	M2	Нейтральность: Да	Супернейтральность: Нет
[Sanchez-Fung, 2000]	Доминиканская Республика (1950–1997)	M1		Супернейтральность: Да
[Leong, McAleer, 2000]	Австралия (1975–1995)	M1, M3	Да: для M1	Нет: для M3
[Coe, Nason, 1999]	США (1869–1997)	Денежная база и широкая денежная масса M2	Да: для денежной базы	Нет: для денежной массы
	Великобритания (1870–1985)		Да	
[Wallace, 1999]	Мексика (1932–1992)	M1, M2	Да	
[Haug, Lucas, 1997]	Канада (1914–1994)	M2	Да	
[Olekalns, 1996]	Австралия (1900–1993)	M2, M3	Да: для M2	Нет: для M3
[Serletis, Krause, 1996]	Австралия (1870–1970), Великобритания (1870–1985), Германия (1870–1970), Дания (1870–1975), Италия (1870–1975), Канада (1870–1975), Норвегия (1870–1975), США (1870–1975), Швеция (1870–1975), Япония (1885–1962)	M2	Да	
[Boschen, Otrok, 1994]	США (1869–1992)	M2	Да: для периодов 1869–1929 и 1949–1992	Нет: для периода 1869–1992
[Fisher, Seater, 1993]	США (1869–1975)	M2		Нет

Примечание. В работе [Serletis, Krause, 1996] применение методики FS для Германии и Японии невозможно ввиду стационарности временных рядов.

Источник: составлено авторами.

После выхода [Fisher, Seater, 1993] одна за другой стали появляться работы по исследованию влияния монетарных шоков на экономику США. Анализируя разные временные диапазоны и номинальные переменные, авторы часто приходили к про-

тиворечивым выводам. Так, в [Boschen, Otrok, 1994] разделение временного периода на две подвыборки — 1869–1929 и 1940–1992 годы — позволило прийти к выводу, что ненейтральность, полученная в [Fisher, Seater, 1993], может быть продиктована наличием в данных аномального периода — Великой депрессии, исключение или учет которой уже не дает возможности отказаться от гипотезы о нейтральности денег в долгосрочном периоде. Несколько позже авторы исследования [Coe, Nason, 1999] продемонстрировали, что результаты тестирования на нейтральность для США (1960–1997) могут быть чувствительны к выбранным денежным показателям. Расчеты показали, что применение широкой денежной массы (M_2) действительно позволяет отклонить гипотезу о нейтральности денег в долгосрочном периоде, в то время как денежная база остается нейтральной. К иным выводам пришли авторы статьи [Serletis, Krause, 1996], показав, что денежная масса (M_2) оказалась нейтральной для экономики США.

Противоречащие друг другу результаты для широкого (M_3) и узкого (M_1) денежного агрегата были получены в [Leong, McAleer, 2000; Olekalns, 1996; Serletis, Krause, 1996] для экономики Австралии за период с 1900 по 1994 год. Нейтральность подтверждается только для денежного агрегата M_1 . Отметим, что в [Olekalns, 1996] использование фиктивных переменных на периодах Великой депрессии и Второй мировой войны не отразилось на качественных результатах. В свою очередь, в [Serletis, Krause, 1996] было показано, что для денежного показателя M_2 в Австралии гипотеза о долгосрочной нейтральности не может быть отвергнута.

Такие страны, как Великобритания, Дания, Италия, Канада, Норвегия, Швеция, характеризуются нейтральностью денежной массы (M_2) относительно реального ВВП на протяжении XX века [Coe, Nason, 1999; Haug, Lucas, 1997; Serletis, Krause, 1996]. Нейтральность в Великобритании достаточно устойчива как к структурным изменениям [Haug, Lucas, 1997], так и к выбору денежных агрегатов [Coe, Nason, 1999].

На рубеже XX и XXI веков стали появляться работы по Латинской Америке. Интерес авторов во многом был обусловлен спецификой рассматриваемых стран из-за наличия экстремальных условий развития экономик (военные перевороты, банковские кризисы, гражданские войны, политические потрясения, гиперинфляция и т. п.), которые могли отразиться на результатах тестирования нейтральности.

Работы [Wallace, 1999; 2005; Wallace, Shelley, 2004] демонстрируют, что монетарный шок для таких стран, как Гватемала (1950–

2001), Мексика (1932–1992) и Никарагуа (1960–1999), является нейтральным относительно реального выпуска как для широкого (M2), так и для узкого (M1) денежного агрегата и денежной базы. В исследовании [Shelley, Wallace, 2003] при рассмотрении экономики Мексики на более длинном временном горизонте (1932–2001) получено подтверждение наличия долгосрочной ненейтральности денег. Этот результат связывают с наличием структурных сдвигов, однако в более поздней работе [Wallace, Shelley, 2007] те же авторы уже используют полученную ненейтральность как данность.

Нейтральность денег в долгосрочном периоде была установлена для экономики Аргентины (1884–1996), Бразилии (1912–1995) и Доминиканской Республики (1950–1997). Однако тестирование супернейтральности для этих стран уже показало неоднозначные результаты. Авторы статьи [Bae, Ratti, 2000] зафиксировали, что по экономикам Аргентины и Бразилии увеличение темпов роста денежной массы снижает уровень выпуска в долгосрочной перспективе, свидетельствуя против гипотезы о супернейтральности денег по отношению к реальному ВВП. Структурные изменения, связанные с периодом Великой депрессии и крупными банковскими кризисами, качественно не отразились на результатах тестирования гипотезы о супернейтральности денег для этих стран. Доминиканская Республика, напротив, характеризуется супернейтральностью денег, измеренных денежным агрегатом M1¹.

Эмпирические данные по странам Юго-Восточной Азии [Puañ et al., 2008] подтвердили нейтральность денег (M1) для таких стран, как Малайзия (1950–2002), Мьянма (1950–2002), Непал (1964–2002), Сингапур (1963–2002), Филиппины (1950–2002), Южная Корея (1953–2002). Однако для Индонезии (1965–2002), Таиланда (1953–2002) и Тайваня (1951–2002) были найдены серьезные основания для отказа от гипотезы о нейтральности денег. Кроме этого, авторам удалось идентифицировать отклонение от гипотезы о супернейтральности денег для экономики Сингапура.

Предположив, что влияние денег может отличаться в зависимости от выбранного реального показателя, методологию FS стали применять к дезагрегированным реальным переменным. В работе [Wallace, Cabrera-Castellanos, 2006] было показано, что для реального ВВП, потребительских и государственных расходов Гватемалы деньги (M1 и M2) нейтральны. Однако для ин-

¹ Sanchez-Fung J. Monetary Neutrality in Developing Economies: The Case of the Dominican Republic // Retrieved From Society of Policy Modelling. 2000. <http://www.journalofpolicymodels.com/jose.shtml>.

вестиционных расходов был получен положительный коэффициент при изменениях денежной массы (до десятого лага). Для Никарагуа [Wallace, Shelley, 2004] в качестве реальных переменных помимо ВВП рассматривались шесть секторов экономики (сельское хозяйство, торговля, строительство, промышленное производство, услуги и государственный сектор). Супернейтральность денег (M2) для всех реальных переменных не подтвердилась: в ответ на увеличение темпа прироста денежной массы госзакупки увеличиваются, а реальные ВВП и потребление — уменьшаются. Экономика Мексики также была рассмотрена для дезагрегированных реальных переменных (десять отраслей промышленности) в работе [Wallace, Shelley, 2007]. В результате проведенных расчетов гипотеза о нейтральности денег отвергалась для реального ВВП и половины рассматриваемых промышленных отраслей (металлургии, сталелитейной, цементной, сахарной, табачной). Причем большинство оценок коэффициентов в соответствующих регрессиях отрицательны, то есть рост количества денег вел к сокращению выпуска. Реальный ВВП и реальное производство в промышленном секторе экономики Ирана за период с 1979 по 2018 год оказались нейтральными к изменениям в денежном агрегате M1 [Iranmanesh, Jalaei, 2021]. В свою очередь, гипотеза о нейтральности денег для денежных агрегатов M2 и M3 относительно промышленного производства не нашла своего подтверждения.

Выводы относительно нейтральности (и/или супернейтральности), согласно методологии FS, чувствительны к порядку интегрированности рассматриваемых переменных и, соответственно, методике ее определения. В работе [Noriega, 2004] на примере нескольких стран наглядно демонстрируется, что способ определения порядка интегрированности кардинальным образом отражается на итоговых результатах. Так, например, для Австралии, Великобритании и Италии найдены свидетельства о положительном влиянии денег на экономический рост, а для Аргентины и Мексики, наоборот, данное влияние отрицательное. Поведение временных рядов для экономики США (M1) и Дании (M2) в этой работе было определено как стационарное относительно тренда, что не позволило провести расчет по методологии FS. Подобные результаты вступают в некоторое противоречие с исследованиями других авторов, подчеркивая важность этапа определения порядка интегрирования в методологии FS.

Таким образом, полученные выводы неоднозначны с точки зрения эффективности широких и узких денежных агрегатов, анализируемых стран и временных периодов и учета структурных

сдвигов. Кроме этого, в случае отказа от гипотезы о нейтральности или супернейтральности денег в рассматриваемых работах нет единого мнения относительно направления влияния.

Несмотря на то что в литературе есть большое количество исследований для широкого спектра стран, для России тестирование долгосрочной нейтральности денег с применением методологии FS пока не проводилось. Возможно, это было связано с существовавшим ограничением по доступности макроэкономических показателей, необходимых для тестирования долгосрочной нейтральности. Длина рядов данных в России значительно короче, чем в Бразилии, Канаде, США и ряде других стран, что осложняет получение надежных оценок коэффициентов в долгосрочных регрессиях FS. Однако в настоящий момент доступны временные ряды по основным показателям с 1995 по 2023 год, что в целом можно считать достаточным для осуществления требуемых оценок. Так, например, авторы [Bullard, Keating, 1995] отметили, что минимальный временной диапазон для проведения анализа на нейтральность денег в долгосрочном периоде составляет 25 лет. Ограниченный характер данных также лишает возможности учесть структурные изменения, с которыми столкнулась экономика России за рассматриваемый период. Однако, как показывает практика применения методологии FS, лишь для немногих стран учет структурных изменений кардинальным образом отразился на результатах исследований.

Другим ограничением применения методологии FS для России является наличие предпосылки об экзогенности темпов прироста денежной массы. Выполнение этого предположения в России может зависеть от выбранного временного диапазона. Так, при достаточно большом количестве лагов предпосылка об экзогенности динамики денежных агрегатов в российской экономике может выполняться, однако на более коротких горизонтах данное предположение уже может ставиться под сомнение. Подробное обсуждение этого вопроса приводится в работах [Малкина, Моисеев, 2015; Трунин, Вацелюк, 2015]. В перспективе целесообразно проверить устойчивость выводов, полученных в рамках методологии FS, при помощи альтернативных методов.

В настоящей работе рассмотрено долгосрочное влияние постоянных шоков различных денежных агрегатов на реальный объем выпуска, расходы на конечное потребление домашних хозяйств, расходы на конечное потребление органов государственного управления и валовое накопление в России. Применение FS-теста на дезагрегированных данных позволит сформировать представление об источниках ненейтральности денег, а также объяснить

механизмы и каналы передачи ненейтральности в реальную экономику. Подобный подход дезагрегации реальных переменных применялся в работе [Wallace, Cabrera-Castellanos, 2006] по экономике Гватемалы.

3. Эмпирическая стратегия и данные

Эмпирическая стратегия

Тестирование на нейтральность и супернейтральность мы проводим используя общепринятую методологию FS. В зависимости от порядка интегрирования реальных $\langle y \rangle$ и номинальных переменных $\langle m \rangle$ FS предлагают несколько вариантов тестирования нейтральности и супернейтральности. Рассмотрим два самых важных случая: $\langle y \rangle = 1$, $\langle m \rangle = 1$ и $\langle y \rangle = 1$, $\langle m \rangle = 2$. Отметим, что y и m — натуральные логарифмы переменных. В статье FS y — реальный выпуск, а m — денежная масса $M2$. Отметим, что выбор анализируемых переменных зависит от целей исследования.

Если номинальные и реальные переменные имеют первый порядок интегрирования $\langle y \rangle = 1$, $\langle m \rangle = 1$, то для тестирования нейтральности необходимо оценить следующее уравнение:

$$y_t - y_{t-k-1} = a_k + b_k(m_t - m_{t-k-1}) + e_{kt}, \quad (1)$$

где $k = 0, 1, \dots, 7$.

Здесь и в следующем уравнении $k + 1$ — длина периода, для которого измеряется воздействие денежной массы на переменную реального сектора. Количество имеющихся в нашем распоряжении наблюдений позволило оценить модель для k в пределах от 0 до 7.

В случае если значение коэффициента b_k становится настолько малым, что его нельзя отличить от нуля, можно сделать вывод о нейтральности рассматриваемых номинальных показателей.

Если реальные переменные имеют первый порядок интегрирования $\langle y \rangle = 1$, а номинальные на один порядок выше $\langle m \rangle = 2$, то гипотеза о долгосрочной нейтральности не может быть отклонена. В свою очередь, оценив уравнение (2), можно проверить гипотезу о супернейтральности:

$$y_t - y_{t-k-1} = a_k + b_k(\Delta m_t - \Delta m_{t-k-1}) + e_{kt}, \quad (2)$$

где $k = 0, 1, \dots, 7$.

В этом случае значимое отклонение от нуля коэффициента b_k в уравнении (2) дает основание отклонить гипотезу о супернейт-

ральности денег в долгосрочном периоде. Если же коэффициент b_k в уравнениях (1) или (2) оказывается незначимым, то следует сделать вывод о нейтральности или супернейтральности денег соответственно.

Данные

В работе используются годовые данные по экономике России за период с 1995 по 2023 год. В качестве реальных переменных были взяты ВВП в постоянных ценах (Y), а также его компоненты: расходы на конечное потребление домашних хозяйств (далее — потребительские расходы, C), расходы на конечное потребление органов государственного управления (далее — государственные расходы, G) и валовое накопление (далее — инвестиции, I) в млрд руб.² Источник информации — Федеральная служба государственной статистики, Росстат³. Ввиду коррекции методологии расчета ВВП Росстатом внутри анализируемого периода временные ряды были «склеены» при помощи домножения более старых данных на соответствующие коэффициенты таким образом, чтобы во время перехода с одной методологии на другую показатель, рассчитанный по разным методологиям, оказался одинаковым. Эта процедура является вынужденной, так как в противном случае было бы невозможно получить достаточное количество точек для оценки интересующих нас долгосрочных эффектов. Мы проверили, что выбор конкретного способа совмещения рядов не влияет на итоговые выводы. Это во многом обусловлено тем, что в конечном счете нас интересуют не уровни переменных, а их логарифмические темпы прироста, которые лишь незначительно меняются для малого количества наблюдений вблизи точки смены методологии.

В качестве номинальных показателей были выбраны денежные агрегаты ($M0$, $M1$, $M2$) и широкая денежная база (B) (показатели в млрд руб.). Источники информации — Банк России⁴, а также информационный сайт cbonds.ru.

В соответствии с подходом FS далее в работе все показатели используются в натуральных логарифмах.

4. Результаты исследования

Применение методологии FS требует определения порядка интегрированности рассматриваемых переменных. К сожалению,

² До 1998 года — трлн руб.

³ <https://rosstat.gov.ru/>.

⁴ Банк России: <https://www.cbr.ru/>.

стандартные тесты на единичные корни в случае их применения для коротких временных рядов обладают низкой мощностью и чувствительны к лаговой спецификации. Так, например, применение теста Дики — Фуллера осложняется выбором порядка авторегрессии (количества лагов). Отсутствие единого подхода в определении количества лагов потенциально может отражаться на выводах о стационарности рассматриваемых временных рядов. Похожие трудности возникают и с другими тестами на единичный корень. Чтобы смягчить эту проблему, в большинстве работ, в которых используется методология FS, применяется несколько тестов на стационарность [Bae, Ratti, 2000; Serletis, Krause, 1996; Wallace, 2005; Wallace, Shelley, 2004; 2007;]. Мы тоже применяли два теста: идентификация порядка интегрирования осуществлялась с использованием расширенного теста Дики — Фуллера (далее — ADF) и теста Квятковского — Филлипса — Шмидта — Шина (далее — KPSS).

Порядок интегрированности таких показателей, как выпуск, потребительские, государственные и инвестиционные расходы, равняется единице (табл. 2.) Порядок интегрированности денежных агрегатов M0, M1 и M2 равняется двум, что согласуется с результатами предыдущих исследований по развивающимся странам [Bae, Ratti, 2000; Noriega, 2004; Puaah et al., 2008]. Ввиду неоднозначности порядка интегрированности широкой денежной базы (B) этот показатель был исключен из рассмотрения.

Т а б л и ц а 2

Порядок интегрированности переменных

T a b l e 2

Integration Order

Переменная	ADF (критерий AIC)	ADF (критерий BIC)	KPSS
Y	I(1)	I(1)	I(1)
C	I(1)	I(1)	I(1)
G	I(1)	I(1)	I(1)
I	I(1)	I(1)	I(1)
M2	I(2)	I(2)	I(2)
M1	I(2)	I(2)	I(2)
M0	I(2)	I(2)	I(2)

Примечание. Спецификация всех тестов подразумевает наличие константы.
Источник: расчеты авторов.

Согласно методологии FS в случае, если $\langle m \rangle = 2$, а $\langle y \rangle = 1$, гипотеза о нейтральности денег не может быть отвергнута. Таким образом, можно предположить, что для экономики России в рассматриваемый период времени деньги были нейтральны в долгосрочном периоде времени.

Разный порядок интегрированности реальных и номинальных показателей позволяет проверить гипотезу о супернейтральности (табл. 3). Ввиду относительно ограниченной длины анализируемого периода расчет откликов был произведен до восьмого лага ($K = 8$). Мы использовали робастные к гетероскедастичности и автокорреляции стандартные ошибки. Для проверки устойчивости полученных результатов также были применены бутстреп доверительные интервалы [Coe, Nason, 2003; Wallace, Shelley, 2007].

Графические результаты исследования представлены в приложении (рис. П1–П3), где демонстрируются долгосрочные функции импульсного отклика переменных реального сектора экономики на изменение динамики различных денежных агрегатов. Если доверительный интервал для импульсного отклика содержит ноль, то невозможно отвергнуть гипотезу о супернейтральности.

Полученные оценки показывают, что для экономики России в целом деньги супернейтральны в долгосрочном периоде. Данный вывод устойчив к выбору денежного агрегата и сохраняется не только для совокупного выпуска, но и для отдельных его компонент. Исключение составляют лишь потребительские расходы, для которых часть коэффициентов b_k оказываются значимыми и отрицательными. Иными словами, мы наблюдаем некоторые свидетельства в пользу того, что ускорение темпов роста предложения денег может негативно сказываться на потреблении в долгосрочной перспективе (особенно заметно это влияние для узких денежных агрегатов M0 и M1). Подобный результат мог быть продиктован чувствительностью расходов на потребление к структурным изменениям экономики, которые мы не могли учесть из-за ограниченности выборки. Обзор эмпирических исследований по этой теме, представленный выше, демонстрирует, что отклонение гипотезы о нейтральности (или супернейтральности) может быть связано с наличием структурных сдвигов в экономике, которые смещают оценки коэффициентов либо в положительную, либо в отрицательную область. К сожалению, временные ряды данных по России еще недостаточно длинны для того, чтобы можно было разбить выборку на несколько промежутков, заведомо не содержащих структурных сдвигов.

Т а б л и ц а 3

Оценки коэффициента b_x для реальных переменных Y, C, I, G

T a b l e 3

Coefficient b_x for Real Variables Y, C, I, G

Переменные	Лаги	$\Delta M0$	$\Delta M1$	$\Delta M2$	Переменные	Лаги	$\Delta M0$	$\Delta M1$	$\Delta M2$
Y	K = 1	0,056 (0,074)	0,010 (0,070)	0,040 (0,047)	C	K = 1	-0,057 (0,094)	-0,124 (0,080)	-0,137*** (0,049)
	K = 2	0,094 (0,069)	0,010 (0,079)	0,054 (0,056)		K = 2	-0,083 (0,075)	-0,187*** (0,064)	-0,146** (0,063)
	K = 3	-0,005 (0,095)	-0,105 (0,087)	-0,008 (0,087)		K = 3	-0,318*** (0,108)	-0,380*** (0,111)	-0,317*** (0,111)
	K = 4	-0,061 (0,122)	-0,126 (0,115)	-0,015 (0,145)		K = 4	-0,399* (0,197)	-0,422** (0,187)	-0,364 (0,221)
	K = 5	-0,072 (0,153)	-0,121 (0,136)	0,012 (0,166)		K = 5	-0,419* (0,235)	-0,409* (0,207)	-0,302 (0,241)
	K = 6	-0,161 (0,205)	-0,204 (0,190)	0,023 (0,213)		K = 6	-0,695** (0,245)	-0,669** (0,251)	-0,395 (0,277)
	K = 7	-0,201 (0,278)	-0,244 (0,266)	-0,004 (0,308)		K = 7	-0,790** (0,352)	-0,780** (0,371)	-0,530 (0,419)
	K = 8	-0,147 (0,225)	-0,215 (0,217)	-0,026 (0,296)		K = 8	-0,606* (0,292)	-0,675** (0,285)	-0,475 (0,408)
I	K = 1	0,674* (0,348)	0,168 (0,303)	0,106 (0,199)	G	K = 1	0,003 (0,025)	-0,018 (0,026)	0,025 (0,037)
	K = 2	0,767** (0,295)	0,150 (0,304)	0,177 (0,311)		K = 2	-0,004 (0,051)	0,003 (0,046)	0,037 (0,052)
	K = 3	0,361 (0,281)	-0,563 (0,397)	-0,123 (0,424)		K = 3	-0,021 (0,060)	-0,051 (0,053)	0,018 (0,065)
	K = 4	0,192 (0,367)	-0,216 (0,262)	0,182 (0,316)		K = 4	0,055 (0,077)	0,049 (0,068)	0,099 (0,094)
	K = 5	0,138 (0,350)	-0,176 (0,335)	0,141 (0,316)		K = 5	0,067 (0,084)	0,072 (0,076)	0,128 (0,095)
	K = 6	-0,101 (0,394)	-0,358 (0,375)	0,124 (0,332)		K = 6	0,060 (0,112)	0,072 (0,091)	0,143 (0,104)
	K = 7	-0,112 (0,559)	-0,474 (0,553)	0,115 (0,524)		K = 7	0,045 (0,142)	0,028 (0,107)	0,139 (0,121)
	K = 8	0,079 (0,477)	-0,375 (0,485)	0,121 (0,555)		K = 8	0,048 (0,129)	0,025 (0,091)	0,118 (0,114)

Примечания: 1. Все уравнения оценены при помощи обычного МНК. 2. В скобках указаны робастные стандартные ошибки. 3. Символами *, **, *** отмечены оценки, значимые на уровне 10, 5 и 1% соответственно. 4. Все показатели взяты в натуральных логарифмах.

Источник: расчеты авторов.

Заключение

Результаты наших расчетов говорят о том, что деньги в России нейтральны и даже супернейтральны. Это значит, что денежная экспансия в долгосрочной перспективе, скорее всего, не приведет к увеличению производства, а выразится лишь в росте цен.

Мы не выявили свидетельств работоспособности инвестиционного канала ненейтральности. Иными словами, аргумент в пользу агрессивного смягчения монетарной политики ради стимулирования инвестиционного экономического роста не подтверждается данными.

Для рекомендаций по экономической политике это означает, что обеспечение ценовой стабильности должно оставаться приоритетом ДКП Банка России. Если Центральный банк не может стимулировать долгосрочную динамику реального сектора, то его лучший вклад в создание условий для экономического роста — обеспечение низкой и стабильной инфляции.

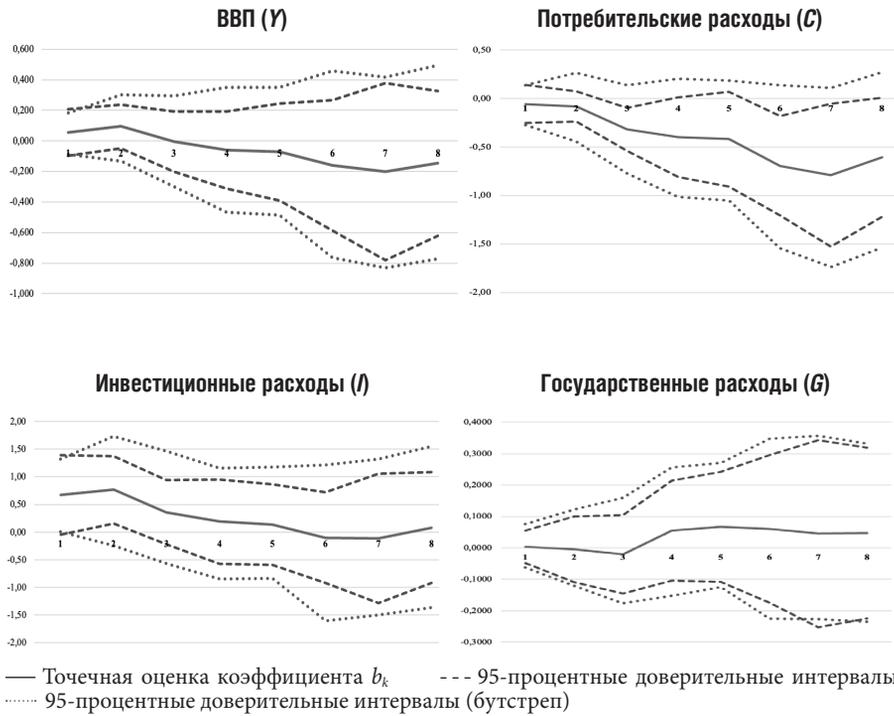
Авторы не претендуют на то, чтобы поставить точку в вопросе о нейтральности денег в России. Методология FS, применяемая нами, имеет ограниченную точность, когда временные ряды являются сравнительно короткими (именно поэтому в 2010-е годы, в момент перехода России к таргетированию инфляции, методологию FS еще нельзя было применить к российским данным) и экономика сталкивается с большим количеством структурных шоков. Таким образом, гипотетически нам могло не хватить длины временных рядов, для того чтобы отвергнуть гипотезу о нейтральности. Поэтому более поздние исследования, использующие альтернативные эмпирические стратегии и/или большее количество наблюдений, могут уточнить наши результаты. Тем не менее мы считаем важным, чтобы дискуссия о выборе целей монетарной политики в России опиралась не только на теоретические рассуждения, но и на реальные данные, и надеемся, что представленное исследование может внести в эту дискуссию свой вклад.

Приложение

Отклики реальных переменных Y, C, I, G на изменения денежных агрегатов $\Delta M0, \Delta M1, \Delta M2$

Appendix

Reactions of Real Variables Y, C, I, G to Money Supply Changes $\Delta M0, \Delta M1, \Delta M2$

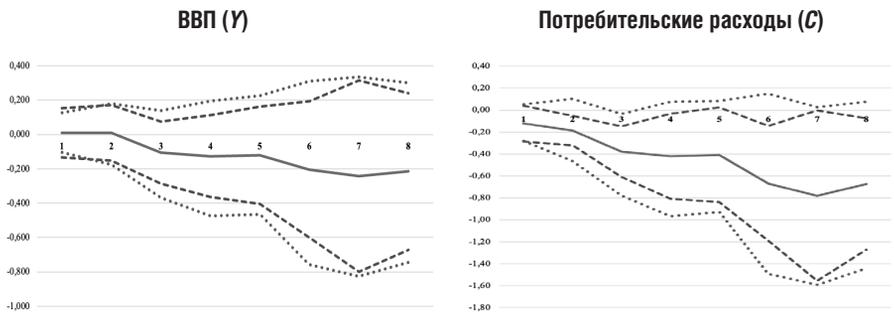


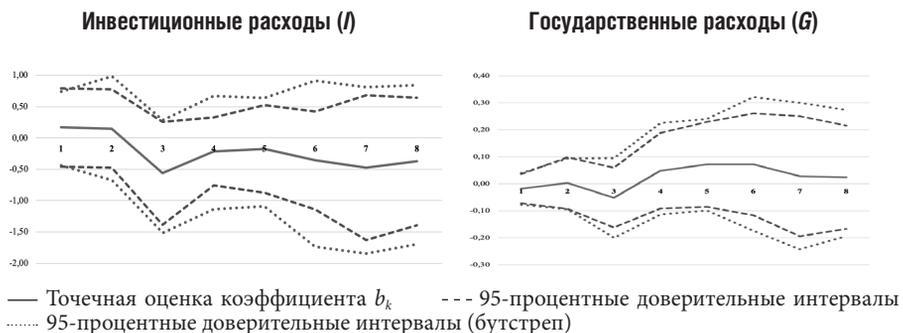
Примечания: 1. По оси абсцисс — лаг шагом в 1 год, по оси ординат — оценка коэффициента b_k в соответствующих регрессиях. 2. Все показатели взяты в натуральных логарифмах.

Источник: расчеты авторов.

Рис. П1. Отклики на $\Delta M0$

Fig. A1. Reaction to $\Delta M0$



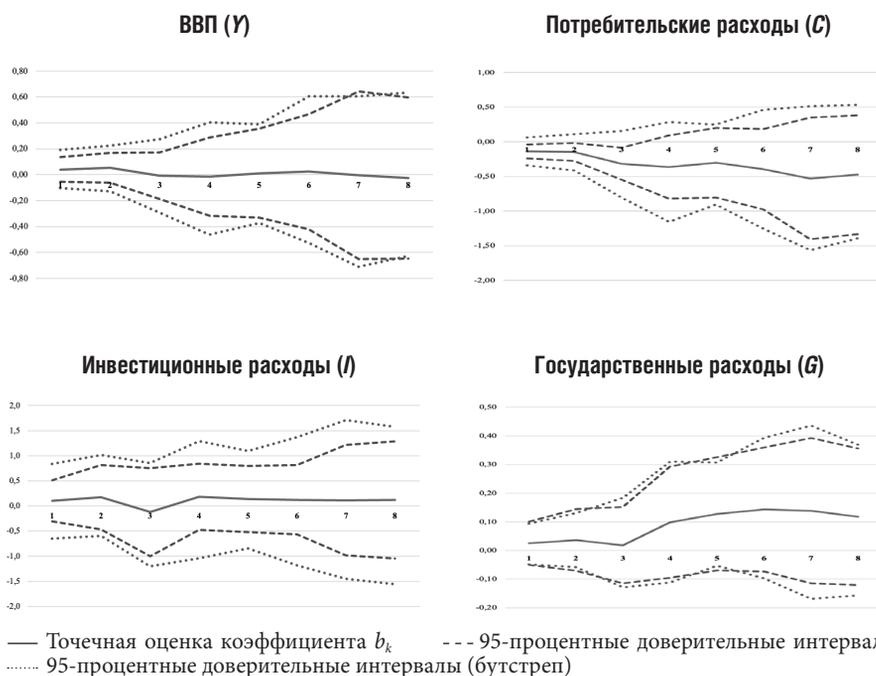


Примечания: 1. По оси абсцисс — лаг шагом в 1 год, по оси ординат — оценка коэффициента b_k в соответствующих регрессиях. 2. Все показатели взяты в натуральных логарифмах.

Источник: расчеты авторов.

Рис. П2. Отклики на $\Delta M1$

Fig. A2. Reaction to $\Delta M1$



Примечания: 1. По оси абсцисс — лаг шагом в 1 год, по оси ординат — оценка коэффициента b_k в соответствующих регрессиях. 2. Все показатели взяты в натуральных логарифмах.

Источник: расчеты авторов.

Рис. П3. Отклики на $\Delta M2$

Fig. A3. Reaction to $\Delta M2$

Литература

1. *Маевский В.И.* О базовых предпосылках не-нейтральности денег в экономической теории // Журнал институциональных исследований. 2021. № 13(1). С. 6–19. DOI: 10.17835/2076-6297.2021.13.1.006-019.
2. *Малкина М.Ю., Моисеев И.А.* К вопросу об эндогенности предложения денег в российской экономике // Финансы и кредит. 2019. Т. 25. № 10. С. 2266–2280. DOI: 10.24891/фс.25.10.2266.
3. *Моисеев С.Р.* Ренессанс монетаризма: чем жила знаменитая теория в 2000–2018 годах // Вопросы экономики. 2018. № 1. С. 26–44. DOI: 10.32609/0042-8736-2018-1-26-44.
4. *Розмаинский И.В.* Введение в посткейнсианство // Идеи и идеалы. 2010. Т. 1. № 1. С. 88–105.
5. *Розмаинский И.В.* Посткейнсианская макроэкономика: основные аспекты // Вопросы экономики. 2006. № 5. С. 18–31. DOI: 10.32609/0042-8736-2006-5-19-31.
6. *Трунин П.В., Ващелюк Н.В.* Анализ эндогенности предложения денег в России // Журнал Новой экономической ассоциации. 2015. № 1. С. 103–131.
7. *Bae S.K., Ratti R.A.* Long-Run Neutrality, High Inflation, and Bank Insolvencies in Argentina And Brazil // Journal of Monetary Economics. 2000. Vol. 46(3). P. 581–604. DOI: 10.1016/S0304-3932(00)00041-6.
8. *Boschen J.F., Otrok C.M.* Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework: Comment // The American Economic Review. 1994. Vol. 84(5). P. 1470–1473.
9. *Bullard J.B.* Testing Long-Run Monetary Neutrality Propositions: Lessons From the Recent Research // Federal Reserve Bank of St. Louis Review. 1999. Vol. 81(6). P. 57–77.
10. *Bullard J.B., Keating J.W.* The Long-Run Relationship Between Inflation and Output in Postwar Economies // Journal of Monetary Economics. 1995. Vol. 36(3). P. 477–496. DOI: 10.1016/0304-3932(95)01227-3.
11. *Coe P.J., Nason J.M.* Long Run Monetary Neutrality in Three Samples: The United Kingdom, the United States, and the Small. University of Calgary. Working Papers 1999-06. 1999.
12. *Coe P.J., Nason J.M.* The Long-Horizon Regression Approach to Monetary Neutrality: How Should the Evidence Be Interpreted? // Economics Letters. 2003. Vol. 78(3). P. 351–356. DOI: 10.1016/S0165-1765(02)00263-X.
13. *Fisher M.E., Seater J.J.* Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework // The American Economic Review. 1993. Vol. 83(3). P. 402–415.
14. *Haug A.A., Lucas R. F.* Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework: Comment // The American Economic Review. 1997. Vol. 87(4). P. 756–759.
15. *Iranmanesh N., Jalaee S.A.* Testing the Long-Run Neutrality and Superneutrality of Money in a Developing Country: Evidence From Iran // MethodsX. 2021. Vol. 8. Art. 101251. DOI: 10.1016/j.mex.2021.101251.
16. *Jorda O., Singh S.R., Taylor A.M.* The Long-Run Effects of Monetary Policy. National Bureau of Economic Research. No 26666. 2020. DOI: 10.3386/w26666.
17. *King R.G., Watson M.W.* Testing Long-Run Neutrality // FRB Richmond Economic Quarterly. 1997. Vol. 83(3). P. 69–101.
18. *Leong K., McAleer M.* Testing Long-Run Neutrality Using Intra-Year Data // Applied Economics. 2000. Vol. 32(1). P. 25–37. DOI: 10.1080/000368400322958.
19. *Lucas Jr. R. E.* Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis // The Econometrics of Price Determination. 1972. Vol. 50. P. 50–59.
20. *Lucas Jr. R. E.* Nobel Lecture: Monetary Neutrality // Journal of Political Economy. 1996. Vol. 104(4). P. 661–682. DOI: 10.1086/262037.
21. *Moran P., Queraltó A.* Innovation, Productivity, and Monetary Policy // Journal of Monetary Economics. 2018. Vol. 93. P. 24–41. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2017.10.006.
22. *Noriega A.E.* Long-Run Monetary Neutrality and the Unit-Root Hypothesis: Further International Evidence // The North American Journal of Economics and Finance. 2004. Vol. 15(2). P. 179–197. DOI: 10.1016/j.najef.2003.11.003.

23. *Olekalns N.* Some Further Evidence on the Long-Run Neutrality of Money// *Economics Letters*. 1996. Vol. 50(3). P. 393–398. DOI: 10.1016/0165-1765(95)00773-3.
24. *Puah C.H., Habibullah M.S., Abu Mansor S.* On the Long-Run Monetary Neutrality: Evidence From the SEACEN Countries// *Journal of Money, Investment and Banking*. 2008. No. 2. P. 50–62.
25. *Sargent T.J.* A Note on the “Accelerationist” Controversy// *Journal of Money, Credit and Banking*. 1971. Vol. 3(3). P. 721–725.
26. *Serletis A., Krause D.* Empirical Evidence on the Long-Run Neutrality Hypothesis Using Low-Frequency International Data// *Economics Letters*. 1996. Vol. 50(3). P. 323–327. DOI: 10.2307/2601265.
27. *Shelley G.L., Wallace F.H.* Testing for Long Run Neutrality of Money in Mexico. Unpublished Manuscript. 2003.
28. *Vary M.* The Long-Run Real Effects of Monetary Shocks: Lessons From a Hybrid Post-Keynesian-DSGE-Agent-Based Menu Cost Model// *Economic Modelling*. 2021. Vol. 105. Art. 105674. DOI: 10.1016/j.econmod.2021.105674.
29. *Wallace F., Cabrera-Castellanos L.F.* Neutralidad Monetaria a Largo Plazo: El Caso de Guatemala [Long-Run Money Neutrality in Guatemala]. Munich: University Library of Munich. MPRA Paper 4025. 2006.
30. *Wallace F.H.* Long Run Money Neutrality: The Case of Guatemala// *Revista Latinoamericana de Desarrollo Economico*. 2005. Vol. 5. P. 127–138. DOI: 10.35319/lajed.20055255.
31. *Wallace F.H.* Long-Run Neutrality of Money in the Mexican Economy// *Applied Economics Letters*. 1999. Vol. 6(10). P. 637–639. DOI: 10.1080/135048599352402.
32. *Wallace F.H., Shelley G.L.* Hyperinflation and the Superneutrality of Money in Nicaragua. Nashville: Tennessee State University, 2004.
33. *Wallace F.H., Shelley G.L.* Long Run Neutrality of Money in Mexico// *Economía Mexicana*. Nueva Epoca. 2007. Vol. 16(2). P. 219–238.

References

1. Maevskiy V.I. O bazovykh predposylkakh ne-neytral'nosti deneg v ekonomicheskoy teorii [On the Basic Preconditions of Non-neutrality of Money in Economic Theory]. *Zhurnal institutsional'nykh issledovaniy [Journal of Institutional Studies]*, 2021, no. 12(1), pp. 6-19. DOI: 10.17835/2076-6297.2021.13.1.006-019. (In Russ.)
2. Malkina M. Yu., Moiseev I. A. K voprosu ob endogennosti predlozheniya deneg v rossiyskoy ekonomike [On Money Supply Endogeneity in the Russian Economy]. *Finansy i kredit [Finance and Credit]*, 2019, vol. 25, no. 10, pp. 2266-2280. DOI: 10.24891/fc.25.10.2266. (In Russ.)
3. Moiseev S.R. Renessans monetarizma: chem zhila znamenitaya teoriya v 2000-2018 godakh [The Renaissance of Monetarism: How the Well-Known Theory Thrived From 2000 to 2018]. *Voprosy ekonomiki*, 2018, no. 1, pp. 26-44. DOI:10.32609/0042-8736-2018-1-26-44. (In Russ.)
4. Rozmainskiy I. V. Vvedenie v postkeynsianstvo [Introduction to Post-Keynesianism]. *Idei i idealy [Ideas and Ideals]*, 2010, vol. 1(1), pp. 88-105. (In Russ.)
5. Rozmainskiy I. V. Postkeynsianskaya makroekonomika: osnovnye aspekty [Post-Keynesian Macroeconomics: Basic Perspectives]. *Voprosy ekonomiki*, 2006, no. 5, pp. 19-31. DOI: 10.32609/0042-8736-2006-5-19-31. (In Russ.)
6. Trunin P.V., Vashchelyuk N.V. Analiz endogennosti predlozheniya deneg v Rossii [The Analysis of Money Supply Endogeneity in Russia]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii [Journal of the New Economic Association]*, 2015, no. 1, pp. 103-131. (In Russ.)
7. Bae S.K., Ratti R.A. Long-Run Neutrality, High Inflation, and Bank Insolvencies in Argentina and Brazil. *Journal of Monetary Economics*, 2000, vol. 46(3), pp. 581-604. DOI: 10.1016/S0304-3932(00)00041-6.
8. Boschen J.F., Otrok C. M. Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework: Comment. *The American Economic Review*, 1994, vol. 84(5), pp. 1470-1473.

9. Bullard J. B. Testing Long-Run Monetary Neutrality Propositions: Lessons From the Recent Research. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 1999, vol. 81(6), pp. 57-77.
10. Bullard J. B., Keating J. W. The Long-Run Relationship Between Inflation and Output in Postwar Economies. *Journal of Monetary Economics*, 1995, vol. 36(3), pp. 477-496. DOI: 10.1016/0304-3932(95)01227-3.
11. Coe P. J., Nason J. M. Long Run Monetary Neutrality in Three Samples: The United Kingdom, the United States, and the Small. *University of Calgary*, Working Papers 1999-06, 1999.
12. Coe P. J., Nason J. M. The Long-Horizon Regression Approach to Monetary Neutrality: How Should the Evidence Be Interpreted? *Economics Letters*, 2003, vol. 78(3), pp. 351-356. DOI: 10.1016/S0165-1765(02)00263-X.
13. Fisher M. E., Seater J. J. Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework. *The American Economic Review*, 1993, vol. 83(3), pp. 402-415.
14. Haug A. A., Lucas R. F. Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework: Comment. *The American Economic Review*, 1997, vol. 87(4), pp. 756-759.
15. Iranmanesh N., Jalaei S. A. Testing the Long-Run Neutrality and Superneutrality of Money in a Developing Country: Evidence From Iran. *MethodsX*, 2021, vol. 8, art. 101251. DOI: 10.1016/j.mex.2021.101251.
16. Jorda O., Singh S. R., Taylor A. M. The Long-Run Effects of Monetary Policy. *National Bureau of Economic Research*, no. 26666, 2020. DOI: 10.3386/w26666.
17. King R. G., Watson M. W. Testing Long-Run Neutrality. *FRB Richmond Economic Quarterly*, 1997, vol. 83(3), pp. 69-101.
18. Leong K., McAleer M. Testing Long-Run Neutrality Using Intra-Year Data. *Applied Economics*, 2000, vol. 32(1), pp. 25-37. DOI: 10.1080/000368400322958.
19. Lucas Jr. R. E. Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis. *The Econometrics of Price Determination*, 1972, vol. 50, pp. 50-59.
20. Lucas Jr. R. E. Nobel Lecture: Monetary Neutrality. *Journal of Political Economy*, 1996, vol. 104(4), pp. 661-682. DOI: 10.1086/262037.
21. Moran P., Queralto A. Innovation, Productivity, and Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 2018, vol. 93, pp. 24-41. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2017.10.006.
22. Noriega A. E. Long-Run Monetary Neutrality and the Unit-Root Hypothesis: Further International Evidence. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2004, vol. 15(2), pp. 179-197. DOI: 10.1016/j.najef.2003.11.003.
23. Olekalns N. Some Further Evidence on the Long-Run Neutrality of Money. *Economics Letters*, 1996, vol. 50(3), pp. 393-398. DOI: 10.1016/0165-1765(95)00773-3.
24. Puah C. H., Habibullah M. S., Abu Mansor S. On the Long-Run Monetary Neutrality: Evidence From the SEACEN Countries. *Journal of Money, Investment and Banking*, 2008, no. 2, pp. 50-62.
25. Sargent T. J. A Note on the "Accelerationist" Controversy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1971, vol. 3(3), pp. 721-725.
26. Serletis A., Krause D. Empirical Evidence on the Long-Run Neutrality Hypothesis Using Low-Frequency International Data. *Economics Letters*, 1996, vol. 50(3), pp. 323-327. DOI: 10.2307/2601265.
27. Shelley G. L., Wallace F. H. *Testing for Long Run Neutrality of Money in Mexico*. Unpublished Manuscript, 2003.
28. Vary M. The Long-Run Real Effects of Monetary Shocks: Lessons From a Hybrid Post-Keynesian-DSGE-Agent-Based Menu Cost Model. *Economic Modelling*, 2021, vol. 105, art. 105674. DOI: 10.1016/j.econmod.2021.105674.
29. Wallace F., Cabrera-Castellanos L. F. Neutralidad Monetaria a Largo Plazo: El Caso de Guatemala [Long Run Money Neutrality in Guatemala]. Munich, *University Library of Munich*, MPRA Paper 4025, 2006. (In Sp.)
30. Wallace F. H. Long Run Money Neutrality: The Case of Guatemala. *Revista Latinoamericana de Desarrollo Economico*, 2005, vol. 5, pp. 127-138. DOI: 10.35319/lajed.20055255.

31. Wallace F. H. Long-Run Neutrality of Money in the Mexican Economy. *Applied Economics Letters*, 1999, vol. 6(10), pp. 637-639. DOI: 10.1080/135048599352402.
32. Wallace F. H., Shelley G. L. *Hyperinflation and the Superneutrality of Money in Nicaragua*. Nashville, Tennessee State University, 2004.
33. Wallace F. H., Shelley G. L. Long Run Neutrality of Money in Mexico. *Economia Mexicana. Nueva Época*, 2007, vol. 16(2), pp. 219-238.