

# Сглаживание налоговой нагрузки в России

**Борис Иванович Алехин**, д. э. н., профессор кафедры финансов и кредита  
Российского государственного гуманитарного университета, г. Москва  
E-mail: b.i.alekhin@gmail.com, ORCID 0000-0002-9571-4836

## Аннотация

**Актуальность.** Р. Дж. Барро предложил теорию налогового сглаживания, в которой государство наращивает долг, чтобы сглаживать налоговую нагрузку во времени и тем самым снижать убыток благосостояния из-за ее колебаний. Любая позитивная модель бюджетной политики должна использовать сглаживание в качестве эталона. Так ли это в России?

**Цель исследования.** Протестировать гипотезу налогового сглаживания на российских данных.

**Методы.** Использована выборка из статистики исполнения бюджета российского правительства с квартальной периодичностью за 2000–2019 гг. (79 наблюдений). Выполнены тесты на случайное блуждание, нестационарность, коинтеграцию и парную причинность по Грэнджеру.

**Результаты.** Основной результат: налоговая ставка, исчисленная по всем доходам, и постоянные расходы обнаруживают коинтеграцию только при учете структурных сдвигов в данных, а тест Грэнджера показал, что постоянные расходы — причина по отношению к этой ставке, но не наоборот. Второстепенный результат: ставка, исчисленная по нефтегазовым доходам, провалила оба теста. Эти результаты интерпретируются как свидетельство в пользу гипотезы налогового сглаживания, так как (перефразируя Барро) необнаружение коинтеграции конкретной категории налогообложения и постоянных расходов не дезавуирует центральный тезис теории.

**Заключение.** Данное исследование в очередной раз, теперь на статистике бюджета российского правительства, не опровергло гипотезу налогового сглаживания. Постоянные изменения расходов вызывали пересмотр налоговой ставки, а временные финансировались комбинацией займов и нефтегазовых доходов. Низкая степень коинтеграции означает, что российская экономика понесла убытки из-за неполного и непоследовательного налогового сглаживания.

**Ключевые слова:** избыточное налоговое бремя, налоговое сглаживание, коинтеграция, структурные сдвиги

**JEL:** H60, H62, H63

**Для цитирования:** Алехин Б. И. Сглаживание налоговой нагрузки в России // Финансовый журнал. 2020. Т. 12. № 2. С. 9–24. DOI: 10.31107/2075-1990-2020-2-9-24.

---

DOI: 10.31107/2075-1990-2020-2-9-24

## Tax Smoothing in Russia

**Boris I. Alekhin**<sup>1</sup>

E-mail: b.i.alekhin@gmail.com, ORCID 0000-0002-9571-4836

<sup>1</sup> Russian State University for the Humanities, Moscow 125993, Russian Federation

## Abstract

Robert J. Barro developed a theory in which the government borrows to smooth the tax rate over time and thus reduce welfare losses due to changes in the tax rate. Any positive model of fiscal policy must use tax smoothing as a benchmark. Is this so in Russia? The author of the present paper has used a sample of official data on tax and non-tax revenues and expenditures of the Russian government

for 2000–2019 (79 quarterly observations) to test the tax smoothing hypothesis (TSH) by performing random walk, unit root, cointegration and Granger causality tests. The overall tax rate and permanent expenditures are found to be cointegrated only if structural breaks in the data are accounted for, and permanent expenditures Granger-cause the overall tax rate. An auxiliary finding is that the tax rate based on revenues from oil and gas exports are not found to be cointegrated with permanent expenditures, and permanent expenditures do not Granger-cause this rate. These results are interpreted as evidence in support of TSH, because (rephrasing Barro) the finding that a particular category of taxation is not cointegrated with permanent expenditures would not invalidate the central thesis. Overall, the Russian government seems has pursued tax smoothing. Permanent changes in expenditures were followed by tax rate revisions with transitory fiscal imbalances covered by combination of borrowed funds and oil and gas revenues. Lower level of cointegration seems to show that the Russian economy has incurred losses due to incomplete and inconsistent tax smoothing.

**Keywords:** excess burden of taxation, tax smoothing, cointegration, structural breaks

**JEL:** H60, H62, H63

**For citation:** Alekhin B.I. Tax Smoothing in Russia. *Financial Journal*, 2020, vol. 12, no. 2, pp. 9–24 (In Russ.). DOI: 10.31107/2075-1990-2020-2-9-24.

---

## **ИЗБЫТОЧНОЕ НАЛОГОВОЕ БРЕМЯ**

Налоги искажают стимулы к инвестициям, производству, труду и потреблению. В результате многие виды деятельности не так развиты, как хотелось бы обществу. Кроме того, уклонение от уплаты налогов масштабнее при высоких налоговых ставках, чем при низких, а значит, и ресурсов теряется больше. Собираемость налогов снижается с ростом ставок. Все это именуется искажающим эффектом налогообложения. «Вызванное налогами снижение экономической эффективности известно как мертвый груз налогообложения, или избыточное налоговое бремя, — пишут А. Ауэрбах и Дж. Хайнс. — Создать оптимальную налоговую систему значит свести к минимуму искажения от налогов при... необходимости для государства получать доходы и сохранять справедливое налоговое бремя» [Auerbach A., Hines J., 2001].

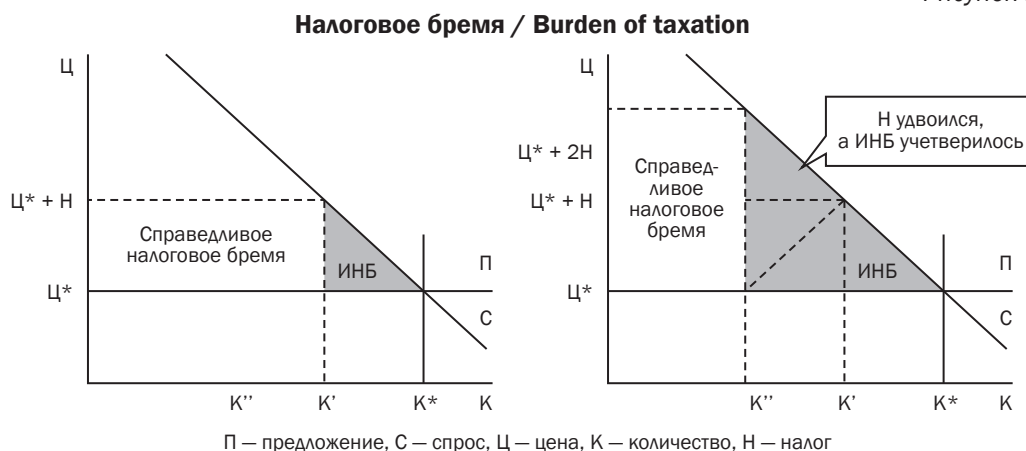
Искажающими являются 98 % налогов. В США избыточное налоговое бремя (ИНБ) оценивается в 13–24 цента на каждый доллар государственных доходов, или 5 % ВВП, а в Канаде — в 30–50 центов на каждый дополнительный доллар налоговых поступлений [Ballard Ch. et al., 1982; Dahlby V., 1994]. В США общее увеличение ставок личного подоходного налога создает мертвый груз налогообложения в размере 76 центов на каждый доллар доходов [Feldstein M., 2006].

Налог плох тем, что препятствует реализации чистой выгоды на конкурентном рынке. Для простоты оставим на рынке только потребителя, зафиксировав предложение (рис. 1). Чистая выгода потребителя — это стоимость того, что он мог бы потребить, купив товар по равновесной цене ( $C^*$ ), не будь налога ( $H$ ). Если линия спроса  $C$  — граница чистой выгоды, то ИНБ — серый треугольник, именуемый «треугольником Хаберлера»<sup>1</sup>. Проблема еще в том, что ИНБ растет быстрее налоговой ставки. При удвоении ставки ИНБ учетверяется. В общем, ИНБ прямо пропорционально квадрату налоговой ставки. Эта зависимость именуется «правилом квадрата». Соотношение между справедливым налоговым бременем и ИНБ меняется в пользу последнего. Чем выше ставка, тем неэффективнее ее следующий прирост с точки зрения получения дохода и тем разрушительнее ее влияние на экономику.

---

<sup>1</sup> А. Хаберлер — американский экономист, внесший большой вклад в эмпирическое исследование ИНБ.

Рисунок 1



Источник: составлено автором / Sources: author's drawing.

### ТЕОРИЯ НАЛОГОВОГО СГЛАЖИВАНИЯ

Для ослабления ИНБ Р. Дж. Барро предложил сглаживать налоговые ставки во времени: «...Если в разные периоды не происходит ничего особенного, то оптимальные государственные финансы диктуют неизменность налоговых ставок... из года в год. Мы же не хотим хаотического изменения ставок, так как этот хаос крайне осложнил бы нашу жизнь»<sup>2</sup>. Выражение Барро «не происходит ничего особенного» означает, что не происходит ничего такого, что требует раз и навсегда кардинально изменить расходы, а с ними и налоговую нагрузку. Тогда государство имеет дело с обычными по историческим меркам колебаниями своих расходов под воздействием временных шоков, таких как войны, деловой цикл и прочие «временные отклонения... от “нормальных” значений» [Barro R. J., 1979, p. 946].

В нашей жизни действительно наступил бы хаос, если бы на каждый временный шок приходилось бы отвечать только изменением налоговой нагрузки. Но у государства есть другие варианты, и главный — ответить на шок дефицитным бюджетом и нарастить долг. Ведь от временного шока текущая стоимость расходов не меняется или меняется незначительно. А когда шок пройдет и экономика возвратится на нормальный уровень, долг можно погасить. Налоговая нагрузка не изменится, «правило квадрата» не сработает, и мертвый груз налогообложения не станет тяжелее. Другое дело, когда шок не временный, а постоянный и расходы повышаются раз и навсегда или на долгие годы, например после изменения территории или политической системы страны. Тогда государство теряет способность занимать в ответ на шок, поскольку раз и навсегда повышается текущая стоимость будущих налогов. Тут не обойтись без повышения налоговой нагрузки.

Барро предложил теорию налогового сглаживания (*tax smoothing*), в которой «зависимость избыточного бремени от времени налогообложения задает оптимальную динамику займов» [Barro R. J., 1979, p. 940]. Пусть экономика — закрытая, без капитала, с одним работающим и потребляющим представительным агентом, а государство — благожелательный общественный плановик, максимизирующий благосостояние агента. Оба имеют один и тот же временной горизонт — бесконечный, для простоты. Теория также абстрагируется от межпоколенческих трансферов и ограниченности срока пребывания какой-либо

<sup>2</sup> Interview with Robert Barro. *The Region* / Federal Reserve Bank of Minneapolis, September 2005. URL: <https://www.minneapolisfed.org/publications/the-region/interview-with-robert-barro>.

группы политиков у власти. Пусть в каждом периоде своей бесконечной деятельности государство взимает подоходный налог, который имеет искажающий эффект из-за своего «дурного» влияния на отношение агента к труду и потреблению. Функция полезности агента зависит от его потребления и досуга, но не от предложения коллективных благ.

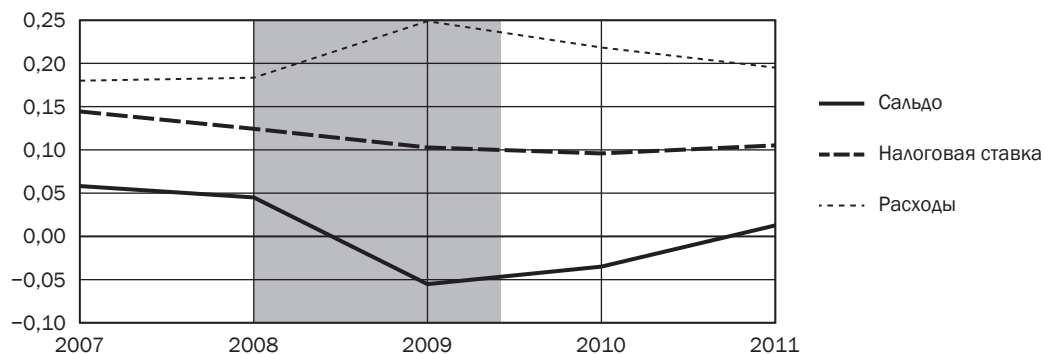
При таких допущениях государство должно в каждом следующем периоде сохранять налоговую нагрузку, а не подгонять ее под временные расходы или доходы. Сальдо бюджета становится буфером: дефицитный бюджет принимается в ответ на временно высокие расходы, профицитный — в ответ на временно низкие, так что сохраняется ожидаемое постоянство налоговой нагрузки. Иначе говоря, если государство полагается на искажающие налоги, то, как показал Барро, оно должно устанавливать уровень налогообложения на основе постоянных непроцентных расходов и финансировать заемными средствами те колебания расходов, которые оно считает временными, преходящими.

Поскольку отношение налоговой нагрузки к постоянным расходам неизменно, а ее изменения отражают только новую информацию государства о предстоящих расходах и других переменных, предполагается, что эти изменения должны быть непредсказуемыми, т. е. нечувствительными к изменениям любых носителей старой информации, таких как прошлые изменения налоговой нагрузки и расходов. «Налоговая ставка корректируется на неожиданные изменения расходов и дохода, но знак или масштаб необходимой коррекции нельзя предсказать заранее. Другими словами, налоговая ставка есть мартингал» [Barro R. J., 1986, p. 8]. То, что рост ИНБ можно сдерживать, сглаживая налоговую нагрузку во времени, является основным выводом современной фискальной теории. Как нормативная теория бюджетного дефицита теория Барро исключительно ценна. Любая позитивная модель бюджетной политики должна использовать сглаживание в качестве эталона. Как позитивная теория она не универсальна. Например, она не объясняет, почему одни государства обременены долгом больше, чем другие.

Для иллюстрации налогового сглаживания ниже приведена динамика налоговой нагрузки (отношение налоговых доходов к ВВП), непроцентных расходов и первичного сальдо бюджета российского правительства в 2007–2011 гг. (рис. 2). В 2008 г. случился экономический кризис, вынудивший правительство мобилизовать значительные средства для смягчения удара кризиса по занятости и доходам россиян. Понятно, что оно не воспринимало это событие как причину повышения налоговой нагрузки раз и навсегда. Инструментом мобилизации явилось дефицитное финансирование, тогда как налоговая нагрузка оставалась сравнительно стабильной.

Рисунок 2

**Налоговое сглаживание в 2008–2011 гг. / Tax smoothing in 2008–2011**



Примечание: серой полосой отмечена рецессия согласно периодизации делового цикла Национальным бюро экономических исследований США / Note: the grey section of the graph shows the 2008-2009 recession according to business cycle chronology developed by the National Bureau of Economic Research of the USA.

Источник: рассчитано автором / Sources: author's calculations.

**ОБЗОР ЭМПИРИЧЕСКОЙ ЛИТЕРАТУРЫ**

Помимо того что теория Барро содержит основной вывод современной фискальной теории, в 2019 г. ей исполнилось 40 лет. За эти десятилетия выполнено много эмпирических исследований, в которых теория сужена до тестируемой гипотезы налогового сглаживания (*tax smoothing hypothesis*, TSH<sup>3</sup>), или «гипотезы неизменной налоговой ставки» [Horrigan B. R., 1986, p. 12]. Из этого обилия мы выбрали 25 работ вполне случайным образом, по ключевым словам в названии работы (табл. 1)<sup>4</sup>. Большая часть работ приходится на развитые страны, что в значительной мере объясняется превосходством этих стран в теоретической, математической и эконометрической подготовке исследователей, качестве и доступности статистики. Обнаружить отечественные работы не удалось.

Барро не только выдвинул теорию налогового сглаживания, но и показал, как ее тестировать: «Основные эмпирические результаты соответствуют теоретическому анализу — в частности, во-первых, мало признаков дрейфа налоговых ставок, во-вторых, несущественные связи изменений налоговых ставок с их прошлыми изменениями, и, в-третьих, мало предсказательной ценности для налоговых ставок в векторе лагированных переменных, включающем расходы правительства и выпуск» [Barro R. J., 1981]. Уточним: «во-первых» — это модель чистого случайного блуждания, тесты единичного корня, «во-вторых» — одномерная авторегрессия и «в-третьих» — неограниченная векторная авторегрессия (VAR). Мы назвали этот инструментарий стандартным, потому что он стал стандартом для последующих эмпирических работ.

Барро протестировал свою теорию на данных по США и Великобритании за многие десятилетия. Как позитивная теория, она оказалась весьма успешной, ибо хорошо описывает общую динамику долгового финансирования расходов. Войны и экономические кризисы сопровождались ростом отношения долга к ВВП, а подъемы экономики — снижением [Barro R. J., 1981, 1986, 1987].

Дальнейшие исследования были не столь однозначными; они были разными. Ч. Сахасакул разработал «прямой» тест TSH, оценив регрессию предельной налоговой ставки<sup>5</sup> по постоянным и транзитным расходам, инфляции и временному тренду. Налоговая ставка значимо реагировала на изменения всех регрессоров, а не только постоянных расходов, что побудило Сахасакула заявить об опровержении гипотезы на данных по США [Sahasakul C., 1986]. Использование постоянных расходов (трендовой компоненты всех расходов) было новым словом в эконометрической методологии проверки TSH. Тест Сахасакула — «прямой» в том смысле, что в соответствии с теорией Барро будущие изменения налоговой ставки ставятся в прямую зависимость от текущих изменений постоянных расходов.

Спустя два года Б. Трехан и К. Уолш опубликовали результаты коинтеграционного анализа данных по США. Правильный (в духе теории Барро) тест должен отвергнуть гипотезу коинтеграции налоговой ставки и всех расходов из-за присутствия в них временных расходов, которые должны покрываться дефицитным финансированием. Выполнив тест Энгла — Грэнджера, они обнаружили, что налоговая ставка и все расходы нестационарны, а ошибки регрессии ставки по расходам (и обратной регрессии) стационарны. Следовательно, ставка и все расходы коинтегрированы, что ведет к опровержению TSH. Налоговое сглаживание не просматривалось в обеспечении доходов правительства США на протяжении почти 100 лет [Trehan B., Walsh C. E., 1988].

<sup>3</sup> TSH — стандартная аббревиатура в академической литературе.

<sup>4</sup> Эти работы легко найти по фамилии автора, стране и английскому термину *tax smoothing*. Результаты в табл. 1 отредактированы для краткости.

<sup>5</sup> Взвешенное среднее всех категорий предельных налоговых ставок.

Н. Рубини и Дж. Сакс опровергли гипотезу для 12 из 15 развитых стран «прямо в зародыше», обнаружив случайное блуждание налоговой ставки с ненулевым средним. TSH была подтверждена для США, Великобритании и Финляндии. «Похоже, ранние результаты Барро... поддерживающие модель налогового сглаживания для США и Соединенного Королевства, — весьма специальные случаи» [Roubini N., Sachs J., 1989, p. 916].

В последующие десятилетия наблюдалась эскалация работ по проверке TSH. Наш обзор показал, что хотя их результаты такие же противоречивые, как в 1990-х гг., в сумме они все же свидетельствуют в пользу TSH. Некоторые работы содержат различные оговорки, например TSH подтверждена не во всех странах выборки, не во всем периоде наблюдения, не на всех уровнях управления. С учетом оговорок результаты распределились следующим образом:

- однозначное подтверждение — 8 работ,
- подтверждение с оговорками — 12 работ,
- однозначное опровержение — 5 работ,
- итого: 25 работ (табл. 1).

Таблица 1

**Некоторые эмпирические работы по налоговому сглаживанию /  
Some empirical studies for tax smoothing**

№	Авторы (год публикации)	Страна, период, частота наблюдения	Результаты
1	Sahasakul (1986)	США, 1937–1982, годовая	TSH опровергнута
2	Horrigan (1986)	США, 1953–1978, квартальная	TSH подтверждена надежнее, чем в предыдущих работах
3	Trehan, Walsh (1988)	США, 1890–1982, годовая	TSH опровергнута
4	Roubini, Sachs (1989)	15 стран ОЭСР, 1960–1986, годовая	TSH опровергнута для 12 из 15 стран
5	Bohn (1990)	США, 1954–1987, квартальная	Налоговое сглаживание как позитивная теория не может быть опровергнуто
6	Ghosh (1995)	США, Канада 1961–1998, годовая	Модель налогового сглаживания успешно объясняет динамику сальдо бюджета правительств обеих стран
7	Strazicich (1997)	США, Канада 1959–1990, годовая	TSH подтверждена на федеральном уровне и для канадских провинций
8	Cashin, Olekalns, Sahay (1998)	Индия, 1951–1997, годовая	TSH подтверждена для центра и опровергнута для штатов
9	Ashworth, Evans (1998)	32 развивающихся страны, 1951–1994, годовая	Налоговое сглаживание не было значительным фактором поведения сеньоража
10	Serletis, Schorn (1999)	Великобритания, Канада, Франция, США, 1950–1994, квартальная	TSH надежно засвидетельствована
11	Talvi, Vegh (2000)	56 стран, 1970–1994, годовая	Налоговое сглаживание подтверждено в странах G7, а бюджетная политика развивающихся стран крайне проциклическая
12	Rocha (2001)	Бразилия, 1970–1994 24	TSH опровергнута
13	Ricciuti (2001)	Италия, 1861–1998, годовая	TSH подтверждена в 1861–1998 гг., но не в 1950–1998 гг.
14	Malley, Philippopoulos, Economides (2002)	22 страны ОЭСР, 1960–1996, годовая	TSH опровергнута
15	Adler (2002)	Швеция, 1952–1999, годовая	Налоговое сглаживание объясняет 60 % вариации бюджетного профицита

№	Авторы (год публикации)	Страна, период, частота наблюдения	Результаты
16	Chen (2003)	87 стран, 1972–1992, годовая	Налоговое сглаживание — доминирующий мотив бюджетной политики в развивающихся странах, но не в индустриальных
17	Fisher, Kingston (2004)	США, 1953–2001, квартальная 192	Сглаживание налогов и потребления подтверждено
18	Reitschuler (2010)	15 стран Европейского союза, годовая	TSH опровергнута для 11 стран из 15
19	Kurniawan (2011)	Индонезия, 1970–2008, годовая	TSH не опровергнута
20	Pasten, Cover (2010)	Чили, 1973–2009, годовая	Убедительное свидетельство в пользу TSH, если доходы от экспорта меди трактуются как подконтрольные государству
21	Jayawickrama, Abeysinghe (2013)	8 стран ОЭСР, 1954–2004, годовая	Страны, кроме Новой Зеландии, следуют налоговому сглаживанию в нестрогой форме
22	Padda (2014)	Индия, Пакистан, Шри-Ланка, 1965–2007, годовая 42	Нестрогая форма налогового сглаживания в Пакистане и Шри-Ланке. В Индии бюджетная политика не соответствовала TSH
23	Karakas, Turan, Yanikkaya (2014)	Турция, 1923–2011, годовая	TSH опровергнута
24	Hananiah (2017)	Пакистан, 1976–2014, годовая	Результаты соответствуют TSH
25	Ombrane Belguith, Gasbi, Mtibaa (2018)	Тунис, 1972–2015, годовая	Налоговая ставка «случайно блуждает» и коинтегрирована с расходами

Источник: составлено автором / Source: compiled by the author.

По мнению Х. Бона [Bohn H., 1990], А. Гоша [Ghosh A. R., 1995] и некоторых других исследователей, есть ряд причин не ограничиваться стандартным инструментарием. Опровергнуть TSH в конечных выборках трудно из-за малой мощности тестов на случайное блуждание; они часто не опровергают гипотезу единичного корня, когда она неверна. Другая причина — следование налоговой нагрузки процессу случайного блуждания не значит, что государство реально сглаживает ее. Сглаживание — лишь одно из объяснений непредсказуемости нагрузки. Государство сводит бюджет с дефицитом не только ради налогового сглаживания, оно также озабочено переносом налогов, которые предстоит собрать для погашения нынешних займов, из настоящего в будущее или «в сторону от» настоящего (*tax tilting*).

Гош протестировал TSH путем сравнения фактического сальдо бюджета правительств США и Канады с оптимальным сальдо в неограниченной VAR-модели, когда они стационарны или нестационарны, но некоинтегрированы. Вывод: теория налогового сглаживания успешно объясняет динамику сальдо бюджета правительств обеих стран.

А. Джайявикрама и Т. Абесингх [Jayawickrama A., Abeysinghe T., 2013] разработали тест, сочетающий «прямой» тест Сахасакула с коинтеграционным анализом. Не обнаружив коинтеграцию, следует отвергнуть TSH даже при случайном блуждании ставки. (По Трихану и Уолшу, не обнаружив коинтеграцию налоговой ставки и всех расходов, следует принять TSH.) Джайявикрама и Абесингх выделили постоянные расходы из всех расходов, приравняли их с одним лагом к налоговой ставке и проверили остатки этой регрессии на коинтеграцию. Из восьми развитых стран коинтеграция не обнаружена в Японии и Австралии, в остальных странах обнаружено слабое налоговое сглаживание.

По мнению Р. Пастена и Дж. Ковера, «тесты межвременной эффективности бюджетной политики игнорируют одну важную особенность бюджетной политики развивающихся стран — то, что тамошние правительства получают доходы не только из обычных источников, но и от эксплуатации природных ресурсов» [Pasten R., Cover J. P., 2010]. Эти авторы

показали, что налоговое сглаживание имеет место, если в анализ включены не только обычные доходы, но и рента в форме роялти, извлекаемая из экспорта меди, которой столь богато Чили. В противном случае результаты анализа вводят в заблуждение. Россия тоже крупный экспортер сырья, а бюджетная устойчивость российского правительства сильно зависит от цен на мировом рынке сырья. «Сырьевое» происхождение значительной части доходов российского правительства учтено в данном исследовании.

В четырех работах TSH протестирована на квартальных данных. Квартальные данные имеют одно явное преимущество перед годовыми (кроме того что учетверяется число наблюдений). Временные границы крупных неожиданных расходов государства и фаз делового цикла не совпадают «точь-в-точь» с календарным годом, который в России является годом финансовым. Квартальные данные точнее отражают эти существенные для теории Барро поворотные моменты [Horrigan B. R., 1986]. Этот аспект учтен в настоящей работе.

### АНАЛИЗИРУЕМЫЕ ДАННЫЕ

Для тестирования TSH использована выборка из статистики исполнения федерального бюджета с квартальной периодичностью данных. Начальным периодом рядов является I квартал 2000 г., конечным — III квартал 2019 г. ( $n = 79$ ). Принятый в данной работе доверительный интервал — 95 % ( $\alpha = 0,05$ ). Информационный критерий качества моделей — Akaike (AIC). Чем он меньше, тем лучше баланс точности подгонки к данным и эффективности оценивания модели.

Потребность в статистических данных определена не только желанием увеличить  $n$ , но и следующими положениями теории: «Духу теории отвечает весь пакет налогов на каждую дату, а не отдельные компоненты. Обнаружение предсказуемости изменений отдельных категорий налогообложения не дезавуирует центральный тезис теории. Поэтому анализировать надо все налоговые (и так называемые неналоговые) доходы конкретного правительства» [Barro R. J., 1981, p. 4].

Налоговая нагрузка на экономику, именуемая в зарубежной литературе и далее в настоящей работе налоговой ставкой, — это отношение всех доходов российского правительства к ВВП (прокси общей базы налогообложения)<sup>6</sup>. Вопреки рекомендации Барро мы выделили из всех доходов нефтегазовые доходы, чтобы выяснить роль «сырьевой» ренты, как это сделали Пастен и Ковер в работе по Чили [Pasten R., Cover J. P., 2010]. Все данные — номинальные (в текущих ценах), тем самым в ставку включен инфляционный налог. Чтобы не перегрузить текст многословными названиями ставки, использованы сокращения (табл. 2).

Таблица 2

#### Доходы федерального бюджета / Federal government revenues

Доходы в числителе ставки	Ставка коротко	Коды бюджетной классификации (первые 3 или 8 разрядов)	% всех доходов за 1992–2018 гг.
Все	СОД	100 + 117	100,0
Нефтегазовые	СНД	11001021 + 11001022 + 11001023	42,8
Ненефтегазовые	СНН	(100+117) – (11001021 + 11001022 + 11001023)	57,2

Примечание: до 2005 г. нефтегазовые доходы «скрывались» в «налоге на внешнюю торговлю и внешнеэкономические операции», переименованном позднее в «таможенные пошлины и иные таможенные сборы и платежи» / Notes: until 2005 oil and gas revenues were not shown separately. They were included in “the tax on foreign trade and foreign economic operations” and later in “customs duties and other customs revenues”.

Источник: доли рассчитаны автором по данным Федерального казначейства России / Source: author’s calculation of percentage shares (data from the Federal Treasury of Russia).

<sup>6</sup> Исключены доходы с кодами от 118 до 219.



Неналоговые доходы — это в основном доходы от использования государственного имущества, платежи за пользование природными ресурсами и доходы от оказания платных услуг и компенсации затрат государства. Налоговые нефтегазовые доходы представлены доходами от внутреннего производства, такими как налог на добавленную стоимость, налог на прибыль и акцизы, и доходами от импорта. Государство контролирует нефтегазовые доходы и способно поддерживать их тесную связь с постоянными расходами в порядке налогового сглаживания.

Нефтегазовые доходы поступают от вывозных таможенных пошлин на сырую нефть, природный газ и продукты нефтепереработки. По словам министра финансов А. Г. Силуанова, нефтегазовые доходы — «это конъюнктурный фактор, и нельзя делить шкуру неубитого медведя»<sup>7</sup>. Если кто-то и регулирует мировой нефтегазовый рынок, то это не Россия. «...Сегодня на рынке остался только один регулятор — США. И это нужно воспринимать как данность», — заявил глава «Роснефти» И. И. Сечин, выступая на XII Евразийском экономическом форуме в октябре 2019 г.<sup>8</sup> Такая характеристика нефтегазовых доходов и роли России на нефтегазовом рынке сеет большие сомнения в способности российского государства влиять на СНГ в духе теории налогового сглаживания.

Нормированные по ВВП номинальные расходы федерального бюджета разбиты на постоянные расходы (ПР) и временные (преходящие) колебания путем декомпозиции Бевеиджа — Нельсона с лучшей, судя по АИС, моделью ARMA (1,0) и 100 допрогноznыми шагами. Этот метод выдает стохастический тренд (ряд единичного корня) и стационарные остатки, которые интерпретируются как колебания расходов, выходящие за некий «нормальный» уровень [Вацелюк Н. В. и др., 2017, с. 12–13]. Он уместен, если расходы нестационарны из-за единичного корня в данных. Он лучше соответствует «духу теории» и применяется чаще других методов разложения временных рядов. Если расходы разложены на стохастический тренд и стационарные остатки, то только стохастический тренд влияет на будущую ставку, поскольку преходящие шоки по определению не влияют на будущие расходы. Коэффициент парной корреляции ПР и наблюдаемых расходов близок к положительной единице, что указывает на доминирование долгосрочных сдвигов в расходах.

## ТЕСТИРОВАНИЕ ГИПОТЕЗЫ НАЛОГОВОГО СГЛАЖИВАНИЯ

Пусть расходы экзогенны и налогообложение оборачивается ИНБ для частной экономики. В соответствии с «правилом квадрата» ИНБ на единицу выпуска можно записать как

$$z(\tau_t) = \tau_t^2/2, \tag{1}$$

где  $\tau_t$  — налоговая ставка.

Поскольку допускается, что для всей экономики действует единая налоговая ставка, нужно умножить выражение (1) на доход  $Y_t$ , чтобы получить общее ИНБ. Оптимальной является бюджетная политика, минимизирующая следующую целевую функцию:

$$\frac{1}{2} \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t \tau_{t+i}^2 Y_{t+i} \tag{2}$$

<sup>7</sup> О дополнительных нефтегазовых доходах, страховых взносах в ФОМС / Пресс-центр Минфина России. URL: [https://m.minfin.ru/press-center/?id\\_4=34632&area\\_id=4&page\\_id=2207&popup=Y](https://m.minfin.ru/press-center/?id_4=34632&area_id=4&page_id=2207&popup=Y).

<sup>8</sup> <https://tass.ru/ekonomika/7039819>.

при соблюдении многопериодного бюджетного ограничения (МБО)

$$\sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t G_{t+i} + D_{t-1} = \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t T_{t+i}, \quad (3)$$

где  $\delta^i = 1/(1+r)$ ,  $r$  — процентная ставка (константа),  $D_{t-1}$  — долг в предыдущем периоде,  $G_t$  — непроцентные расходы и  $T_t$  — налоговые и неналоговые доходы государства.

Дефлирование выражений (2) и (3) делением на  $Y_{t+i}$  и решение задачи оптимизации при МБО дает стандартный результат:

$$E_t \tau_s = \tau_t, \quad (4)$$

т. е. налоговая ставка «случайно блуждает», ее будущее непредсказуемо. Это исходный посыл теории Барро, необходимое условие налогового сглаживания. Ведь государству неизвестно, когда расходы изменятся так, что изменение придется считать постоянным, а соответствующее изменение ставки — неизбежным.

Отсюда первый стандартный тест — предположить, что изменения ставки являются белым шумом, и тогда налоговое сглаживание полное, а для альтернативы предположить, что они имеют постоянное ненулевое среднее, и тогда налоговое сглаживание частичное. Как напоминают Рубини и Сакс, «в стохастической среде эквивалентное условие оптимального налогового сглаживания состоит в том, что налоговая ставка следует процессу случайного блуждания без дрейфа и изменение ставки между периодами  $t - 1$  и  $t$  непредсказуемо...» [Roubini N., Sachs J., 1989, p. 911]. А если ставка «случайно блуждает», то она нестационарна.

Тест на случайное блуждание можно объединить с формальной проверкой ставки и ПР на нестационарность из-за наличия единичного корня, например в расширенном тесте Дики — Фуллера (ADF-тест), который основан на следующей регрессии:

$$\Delta \tau_t = \mu_t + \varphi \tau_{t-1} + \sum_{t=1}^k \alpha_t \Delta \tau_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

где  $\mu_t$  — свободный член (константа), так как данные не поддерживают включение тренда в уравнение (5);  $k$  — число лагов;  $\varepsilon_t$  — нормально распределенный остаточный член.

Нулевая гипотеза случайного блуждания без дрейфа:  $\mu_t = 0$ ; альтернативная:  $\mu_t \neq 0$ . Нулевая гипотеза единичного корня:  $\varphi = 0$ ; альтернативная:  $\varphi < 0$ . Нулевые гипотезы не опровергаются, если тестовая статистика для  $\mu_t$  и  $\tau_{t-1}$  меньше своего критического значения. Максимальное  $k = 11$ . Из 11 регрессий выбрана регрессия с минимальным AIC, и для нее рассчитана тестовая статистика.

Тест показал, что:

— налоговая ставка «случайно блуждает» без дрейфа, так как тестовая статистика для  $\mu_t$  меньше 2,92 (критического значения для нулевой гипотезы чистого случайного блуждания);

— налоговая ставка и ПР нестационарны, так как тестовая статистика для  $\tau_{t-1}$  меньше -2,92 (критического значения для нулевой гипотезы единичного корня).

Диагностический тест (AR LMF) с четырьмя лагами показал, что остатки регрессии (5) не подвержены автокорреляции (табл. 3). Это важный аспект неопровержения TSH.

Статистика ADF-теста с константой /  
ADF-test statistic with a constant

Переменная (лаги)	$\mu_t$	$\tau_{t-1}$	$\Delta\tau_{t-1}$	$\Delta\tau_{t-2}$	AR (4) LM
СОД (0/11)	0,034 (2,128)	-0,074 (-2,054)	-	-	0,895 [0,471]
СНД (1/11)	0,020 (2,164)	-0,121 (-2,059)	-0,220 (-1,961)	-	0,835 [0,507]
СНН (2/11)	0,014 (1,189)	-0,049 (-1,234)	0,035 (0,304)	-0,158 (-1,351)	0,096 [0,983]
ПР (0/11)	0,067 (2,752)	-0,169 (-2,754)	-	-	0,713 [0,586]

Примечание: в круглых скобках – тестовая статистика, в квадратных –  $p$ -значение. Критическое значение тестовой статистики для нулевой гипотезы случайного блуждания без дрейфа равно 2,92, для нулевой гипотезы единичного корня равно -2,92 / Note: the coefficient  $t$ -values are given in parentheses and diagnostic  $p$ -values are given in square brackets. The ADF test critical value under null of a driftless random walk is 2,92, and under null of unit root is -2,92.

Источник: оценка автора / Source: author's estimation.

Формула (4) аккуратно отражает базовый смысл TSH, но, как отмечалось в обзоре литературы, есть причины не останавливаться на тестировании гипотезы случайного блуждания. Достаточным условием налогового сглаживания является коинтеграция налоговой ставки и ПР. Коинтеграция, теорию и методологию которой предложили К. Грэнджер и Р. Энгл, — это когда нестационарные переменные, «разбежавшись» недалеко и ненадолго после внешнего шока, со временем возвращаются в предсказанное теорией равновесие, так как их привязывает друг к другу общий стохастический тренд. Корреляция не отвечает на вопрос, какая переменная — причина, какая — следствие, а коинтеграция означает наличие хотя бы односторонней причинно-следственной зависимости. Корреляция коинтегрированных переменных всегда подлинная [Engle R., Granger C. W. J., 1987]. Не обнаружив коинтеграцию, следует отвергнуть TSH, даже если не опровергнута гипотеза случайного блуждания.

Грэнджер и Энгл показали, что переменные коинтегрированы, если они нестационарны и существует хотя бы одна их стационарная линейная комбинация, которая именуется коинтегрирующим уравнением и считается соотношением долгосрочного равновесия. Тест Энга — Грэнджера на коинтеграцию сводится к ADF-тесту остатков регрессии, после того как установлено, что они нестационарны. Впервые этот тест использован для проверки TSH в работе Трехана и Уолша [Trehan B., Walsh C. E., 1988]. В дальнейшем достижения эконометрики придали сильный импульс развитию «коинтеграционного» направления анализа налогового сглаживания.

Следуя в этом направлении, Джайявикрама и Абесингх предложили усовершенствованный «прямой» тест TSH: «Мы можем взять все расходы государства, включая процентные, в отношении к доходу (ВВП. — Прим. авт.), извлечь из них компоненту единичного корня (постоянные расходы) и приравнять ее к налоговой ставке ( $\tau_t = g_t^p$ )... Поскольку мартингальное свойство налоговой ставки предполагает  $\tau_{t+1} = \tau_t + \varepsilon_t$ , можно записать  $\tau_{t+1} = g_t^p + u_{t+1}$ , где  $u_{t+1}$  абсорбирует временные компоненты расходов» [Jayawickrama A., Abeysinghe T., 2013, p. 2307]. В эмпирически тестируемой форме это

$$\tau_t = \beta g_{t-1}^p + u_t, \quad (6)$$

где коэффициент  $\beta$  в ожидании равен единице,  $g_{t-1}^p$  — ПР в предыдущем периоде, остаточный член  $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$  и  $\varepsilon_t$  — белый шум.

Ставка и ПР нестационарны, и если остатки регрессии (6) стационарны, то ставка и ПР коинтегрированы и TSH верна. Тогда автокорреляционный коэффициент Спирмана,  $\rho$ ,

процесса  $u_t$  может служить мерилем степени коинтеграции. Регрессия (6) допускает переходящие шоки, поэтому  $\rho$  можно интерпретировать трояко: 1)  $\rho < 0$  — высшая степень коинтеграции, 2)  $0 < \rho < 1$  — низкая степень коинтеграции и 3)  $\rho = 1$  — коинтеграция отсутствует.

Результаты теста на стационарность остатков регрессии (6) во многом зависят от временных свойств ставки и ПР. В данных наблюдаются резкие, но редкие перебои. Это могут быть намеки на структурные сдвиги. Причинами структурных сдвигов являются технический прогресс, деловой цикл, новые предпочтения и поведение экономических агентов, единовременные государственные акции и институциональные реформы. Учет структурных сдвигов повышает качество анализа временных рядов. Например, А. Грегори и Б. Хансен показали, что мощь стандартных тестов на коинтеграцию снижается, если игнорировать возможные структурные сдвиги в отношениях между нестационарными переменными [Gregory A., Hansen B., 1996].

Для обнаружения структурных сдвигов использован тест Баи — Перрона, предназначенный для оцененной методом наименьших квадратов линейной модели вроде регрессии (7). Тест представляет собой последовательный поиск одного сдвига и сопоставления нулевой гипотезы  $L = 1$  (сдвиг отсутствует) с альтернативной гипотезой  $L + 1 = 2$ , где  $L$  — число сдвигов. Поиск сдвига начинается с полной выборки. Если нулевая гипотеза опровергается в пользу альтернативной, то назначается дата сдвига, выборка делится по ней на две части, и поиск повторяется в каждой части. Выборка делится и тест повторяется до тех пор, пока во всех ее частях не будет опровергнута нулевая гипотеза, достигнуто максимально возможное число сдвигов или пригодное для теста максимальное число выборочных интервалов [Bai J., Perron P., 1998].

Разрешающая способность теста зависит от числа сдвигов, которое в свою очередь ограничено процентом усечения выборки для расчета стартовой регрессии. Повышая число сдвигов при данном проценте усечения и прочих неизменных параметрах, можно обнаружить влияние сегментации на расчетные параметры регрессии (6). При 15-процентном усечении и пяти максимально возможных для данной выборки сдвигах тест обнаружил по два сдвига у СОД и СНН и четыре сдвига у СНД. Эта разница сама по себе говорит о большей «сглаженности» СНН по сравнению с «конъюнктурной» СНД.

У регрессии (6) без сдвигов нестационарные остатки, опровергающие гипотезу коинтеграции, а с ней ТШН. Далее, с ростом числа сдвигов коэффициент детерминации  $R^2$  повышался, АИС снижался, статистика АДФ-теста упала ниже критического значения  $-2,90$  при двух и более делениях, коэффициент регрессии  $\beta$  оставался статистически равным единице, авторегрессионный параметр  $\rho$  и  $F$ -статистика теста на некоррелируемость остатков регрессии (AR LM) снижались. Говоря подробнее:

- для СОД и СНД гипотеза коинтеграции, а с ней ТШН опровергнуты в регрессии без сдвигов ( $u_t - I(1)$ ) и не опровергнуты в регрессиях со сдвигами ( $u_t - I(0)$ );
- для СНД ТШН почти опровергнута (опровергнута при  $\alpha = 0,01$ ) в регрессии без сдвигов, опровергнута безоговорочно в регрессиях с одним и двумя сдвигами ( $u_t - I(1)$ ) и не опровергнута в регрессии с четырьмя сдвигами ( $u_t - I(0)$ );
- с ростом ПР на 1 % СОД росла примерно на 1 %, что соответствует постулату о равноценной и равнозначной реакции ставки на изменения ПР ( $\beta \approx 1$ ), СНН росла почти на 0,8 % ( $\beta \approx 0,8$ ), а СНД практически не изменилась, будучи гораздо менее чувствительной к изменениям ПР ( $\beta \approx 0,4$ ), чем СОД и СНН;
- степень коинтеграции низкая ( $\rho > 0,6$ );
- остатки регрессии подвержены автокорреляции, что исключает коинтеграцию в строгой форме ( $p = 0$ ).

**Результаты оценивания регрессии (6) и диагностических тестов /  
Regression (6) parameter estimates parameters and results for diagnostic tests**

Число сдвигов при 15 %-ном усечении	Точки сдвигов	$R^2$	AIC	Статистика ADF-теста**	Средне-взвешенный***		AR (2) LM
					$\beta$	$\rho$	
СОД							
0	-	0,537	-1,767	-2,031 (0,273)	1,104	0,871	151,050 (0,000)
1	2009:1	-0,538	-2,587	-2,516 (0,116)	1,141	0,870	70,615 (0,000)
2	2005:1, 2009:1	0,147	-3,165	-3,014 (0,038)	1,147	0,646	38,998 (0,000)
5*	2005:1, 2009:1	0,147	-3,165	-3,014 (0,038)	1,147	0,646	38,998 (0,000)
СНН							
0	-	-0,793	-1,852	-1,676 (0,439)	0,724	0,928	230,132 (0,000)
1	2009:1	0,708	-3,655	-3,908 (0,003)	0,766	0,626	22,895 (0,000)
2	2005:1, 2009:1	0,781	-3,933	-4,314 (0,001)	0,770	0,605	15,810 (0,000)
5*	2005:1, 2009:1	0,781	-3,933	-4,314 (0,001)	0,770	0,605	15,810 (0,000)
СНД							
0	-	-0,085	-3,001	-2,966 (0,043)	0,377	0,832	81,158 (0,000)
1	2011:4	0,324	-3,461	-2,265 (0,186)	0,371	0,813	63,183 (0,000)
2	2011:1, 2015:1	0,434	-3,627	-2,255 (0,189)	0,372	0,679	52,744 (0,000)
5*	2005:1, 2008:2, 2011:1, 2015:1	0,690	-4,203	-4,099 (0,002)	0,379	0,661	20,335 (0,000)

\* Максимум сдвигов при 15-процентном усечении / Maximum number of breaks for 15 percent truncation.

\*\* В скобках – p-значение / p-values in parentheses.

\*\*\* Коэффициенты подвыборок взвешены по числу наблюдений в подвыборке. Метод оценивания: метод наименьших квадратов. Критическое значение по МакКиннону равно 2,90 [MacKinnon J. G., 2010] / sub-sample coefficients are weighted by the number of sub-sample observations. Estimation method: ordinary least squares. MacKinnon's critical value is 2,90 [MacKinnon J. G., 2010].

Источник: оценка автора / Source: author's estimation.

Кстати, точки сдвигов подсказывают, что главной причиной сегментации был цикл деловой активности. В 2000–2007 гг. Россия испытала экономический подъем, во многом связанный с ростом цен на углеводородное сырье. В 2008–2009 гг. Россия пережила глубокий и стремительный экономический кризис, а в 2014–2015 гг. – рецессию (с темпами падения вдвое меньше, чем в 2008–2009 гг.).

Хотя тест Энгла – Грэнджера называется «тестом одного уравнения» или «тестом остатков регрессии», его полная основа в нашем случае – VAR с двумя линейными уравнениями, где  $y_t$  – налоговая ставка, а  $x_t$  – ПР:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p} + b_1 x_{t-1} + \dots + b_{t-p} x_{t-1} + u_t,$$

$$x_t = c_0 + c_1 x_{t-1} + \dots + c_p x_{t-p} + d_1 y_{t-1} + \dots + d_{t-p} y + v_t. \quad (7)$$

VAR с ее уходящей в «прошлое» правой частью – естественная среда для изучения причинно-следственных связей. Были ли изменения ПР причиной изменений ставки, или причинно-следственная связь была взаимной, или изменения ставки вызывали изменения ПР? Необычный свет на этот вопрос проливает тест Грэнджера на парную причинность. Тестируя нулевую гипотезу  $b_1 = b_2 = \dots = b_p = 0$  против альтернативной  $b_1 = b_2 = \dots = b_p \neq 0$ , мы полагаем, что  $x$  – не причина  $y$ , и наоборот, тестируя нулевую гипотезу  $d_1 = d_2 = \dots = d_p = 0$  против альтернативной  $d_1 = d_2 = \dots = d_p \neq 0$ , мы полагаем, что  $y$  – не причина  $x$ . Особенно интересным этот тест делает неопровержение

гипотезы коинтеграции СНД и ПР в регрессии с четырьмя сдвигами после убедительного опровержения в регрессиях с одним и двумя сдвигами.

Если  $x$  — причина и  $y$  — ее следствие, то это не значит, что существует экономический механизм, ставящий  $y$  в зависимость от  $x$  (хотя в нашем случае такой механизм имеется). Гранджер свел определение причинности к вопросу, помогает «прошлое»  $x$  предсказывать «будущее»  $y$  или помогает только «прошлое»  $y$ ? Если «прошлое»  $y$  помогает предсказывать «будущее»  $x$ , то  $y$  — причина для  $x$ , а если не помогает, то  $y$  — не причина для  $x$  или, если ограничиться линейными функциями,  $y$  линейно не информативен насчет «будущего»  $x$ . Гранджер также разделит причинность на одностороннюю,  $x \Rightarrow y$  или  $x \Leftarrow y$ , и двухстороннюю,  $x \Leftrightarrow y$ . Если  $x \not\Rightarrow y$  и  $x \not\Leftarrow y$ , то ряды статистически независимы.

Для большей уверенности в результатах теста задействованы три лага. Тест выдает  $F$ -статистику, которая показывает, что

- рост ПР — причина роста СОД и СНН, но не наоборот;
- рост ПР — не причина роста СНД, и наоборот;
- таким образом, получены аргументы в пользу TSH в отношении СОД и СНН, и аргументы против TSH в отношении СНД (табл. 5).

Таблица 5

**F-статистика теста парной причинности по Гранджеру /  
F-statistic for Granger pair causality test**

Нулевая гипотеза	Лаг 1	Лаг 2	Лаг 3
ПР $\nRightarrow$ СОД	18,764 (0,000)	11,340 (0,000)	6,841 (0,000)
СОД $\nRightarrow$ ПР	0,007 (0,931)	0,600 (0,551)	1,254 (0,297)
ПР $\nRightarrow$ СНН	9,527 (0,003)	4,897 (0,010)	3,414 (0,022)
СНН $\nRightarrow$ ПР	0,217 (0,643)	0,596 (0,554)	0,482 (0,696)
ПР $\nRightarrow$ СНД	0,018 (0,893)	0,493 (0,613)	0,433 (0,730)
СНД $\nRightarrow$ ПР	0,043 (0,836)	1,097 (0,340)	0,984 (0,406)

Примечание: в скобках —  $p$ -значение / Note:  $p$ -values in parentheses.

Источник: оценка автора / Source: author's estimation.

Опровержение TSH для СНД не противоречит подтверждению TSH для общей налоговой нагрузки, так как (перефразируя Барро) необнаружение коинтеграции конкретной категории налогообложения (СНД) и постоянных расходов не дезавуирует центральный тезис теории, раз коинтеграция — достаточное условие налогового сглаживания.

**ЗАКЛЮЧЕНИЕ**

Основной вывод современной фискальной теории — налогообложение должно устанавливаться на уровне, обеспечивающем минимизацию избыточного налогового бремени. Тогда бюджетная политика оптимальна. Так ли это в России, должно было показать тестирование гипотезы налогового сглаживания на квартальных данных об исполнении федерального бюджета за 2000–2019 гг. Обнаружить отечественные работы по налоговому сглаживанию не удалось. Если они существуют, то данная работа — одна из первых. Ее характерные черты — акцент на «сырьевом» происхождении значительной части доходов Правительства России и коинтеграционный анализ связи налоговой ставки с постоянными расходами в условиях структурных сдвигов.

В очередной раз гипотеза выдержала эконометрическую проверку. Коинтеграционный анализ показал, что в России практиковалось налоговое сглаживание. Классическая идея «не беспокоить всю налоговую систему», чтобы профинансировать «неожиданно крупный спрос», но «повысить налогообложение с самого начала <...> если возникнет

перспектива длительных расходов большего масштаба»<sup>9</sup>, близка любому министру финансов. Российское правительство стремилось выполнять это правило «здоровых финансов» и покрывать «неожиданно крупный спрос» комбинацией заемных средств и конъюнктурных нефтегазовых доходов. Налоговая ставка и постоянные расходы коинтегрированы, но низкая степень коинтеграции означает, что российская экономика понесла убытки из-за неполного и непоследовательного налогового сглаживания.

Обнаружены эмпирические свидетельства в пользу сглаживания общей налоговой ставки и ставки, исчисленной по ненефтегазовым доходам, и против сглаживания «нефтегазовой» ставки. Тогда, допуская неподконтрольность нефтегазовых цен российскому правительству, можно утверждать, что если ожидается рост расходов или падение нефтегазовых цен, то оно должно сегодня нарастить свои сбережения на черный день, чтобы в будущем, когда черный день настанет, сохранить постоянство налоговых ставок. Механизм резервирования части нефтегазовых доходов существует давно в форме резервных фондов и бюджетных правил, но в данной работе это утверждение не тестировалось.

### Список источников

- Вашелюк Н. В., Зубарев А. В., Трунин П. В. Определение разрыва выпуска для российской экономики. М.: ИД «Дело» РАНХиГС, 2017, 84 с.
- Auerbach A. J., Hines J. Jr. Taxation and Economic Efficiency / NBER Working Paper 8181, March 2001.
- Bai J., Perron P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes // *Econometrica*. 1998. Vol. 66. No. 1. P. 47–78.
- Ballard Ch., Shoven J., Walley J. The Welfare Cost of the United States Tax System: A General Equilibrium Approach / NBER Working Paper No. 1043, December 1982. URL: <http://dx.doi.org/10.3386/w1043>.
- Barro R. J. Government Spending, Interest Rates, Prices and Budget Deficits in the United Kingdom, 1730–1918 // *Journal of Monetary Economics*. 1987. Vol. 20 (2). P. 221–247.
- Barro R. J. On the Determination of Public Debt // *Journal of Political Economy*. 1979. Vol. 87. Iss. 5. P. 940–971. URL: <http://dx.doi.org/10.1086/260807>.
- Barro R. J. On the Predictability of Tax-Rate Changes / NBER Working Paper No. 636, February 1981. URL: <http://dx.doi.org/10.3386/w0636>.
- Barro R. J. U.S. deficits since World War I // *Scandinavian Journal of Economics*. Vol. 88. Iss. 1. March 1986. P. 195–222. URL: <http://dx.doi.org/10.2307/3440285>.
- Bohn H. Tax Smoothing with Financial Instruments // *American Economic Review*. Vol. 80. Iss. 5. 1990. P. 1217–1230.
- Dahlby B. The Distortionary Effect of Rising Taxes. In *Deficit Reduction: What Pain, What Gain?* / W. Robson and W. Scarth (eds.). C. D. Howe Institute, 1994. P. 43–72.
- Engle R., Granger C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // *Econometrica*. 1987. Vol. 55. Iss. 2. P. 251–276.
- Feldstein M. The Effects of Taxes on Efficiency and Growth / NBER Working Paper No. 12201, May 2006.
- Ghosh A. R. Intertemporal Tax Smoothing and Government Budget Surplus: Canada and the United States // *Journal of Money, Credit and Banking*. 1995. Vol. 27. Iss. 4. P. 1031–1045.
- Gregory A. W., Hansen B. E. Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts // *Journal of Econometrics*. 1996. Vol. 70. Iss. 1. P. 99–126. URL: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(96\)41685-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(96)41685-7).
- Horrigan B. R. The Determinants of the Public Debt of the United States, 1953–1978 // *Economic Inquiry*. 1986. Vol. 24. Iss. 1. P. 11–23. URL: <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1986.tb01794.x>.
- Jayawickrama A., Abeysinghe T. The Experience of Some OECD Economies on Tax Smoothing // *Applied Economics*. 2013. Vol. 45. Iss. 16. P. 2305–2313.
- MacKinnon J. G. Critical Values for Cointegration Tests / Queen's Economics Department Working Paper No. 1227, 1–2010.
- Pasten R., Cover J. P. Does the Chilean Government Smooth Taxes? A Tax-Smoothing Model with Revenue Collection from a Natural Resource, 37 p. Posted 9, Feb 2010. URL: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1550257>.

<sup>9</sup> Bastable Ch. *Public Finance*. London: Macmillan and Co., Limited. 1917. *Library of Economics and Liberty*, Paragraph V.V.37. URL: <http://www.econlib.org/library/bastable/bastbPF0.html>.

Roubini N., Sachs J. D. Political and economic determinants of budget deficits in the industrial democracies // *European Economic Review*. 1989. Vol. 33. Iss. 5. P. 903–933.

Sahasakul C. The U.S. evidence on optimal taxation over time // *Journal of Monetary Economics*. 1986. Vol. 18. Iss. 3. P. 251–275.

Trehan B., Walsh C. E. Common Trends, the Government's Budget Constraint, and Revenue Smoothing // *Journal of Economic Dynamics and Control*. 1988. Vol. 12. Iss. 2–3. P. 425–444.

Поступила в редакцию 17 декабря 2019 г.

Принята к публикации 8 апреля 2020 г.

---

## References

- Auerbach A.J., Hines J.Jr. (2001). Taxation and Economic Efficiency. NBER Working paper 8181, March 2001.
- Bai J., Perron P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, vol. 66, no. 1. pp. 47–78.
- Ballard Ch., Shoven J., Walley J. (1982). The Welfare Cost of the United States Tax System: A General Equilibrium Approach. *NBER Working Paper*, no. 1043. Available at: <http://dx.doi.org/10.3386/w1043>.
- Barro R.J. (1987). Government Spending, Interest Rates, Prices and Budget Deficits in the United Kingdom, 1730–1918. *Journal of Monetary Economics*, vol. 20, no. 2, pp. 221–247.
- Barro R.J. (1979). On the Determination of Public Debt. *Journal of Political Economy*, vol. 87, iss. 5, pp. 940–971. Available at: <http://dx.doi.org/10.1086/260807>.
- Barro R.J. (1981). On the Predictability of Tax-rate Changes. NBER Working Paper No. 636. Available at: <http://dx.doi.org/10.3386/w0636>.
- Barro R.J. (1986). U.S. deficits since World War I. *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 88, iss. 1, pp. 193–222. Available at: <http://dx.doi.org/10.2307/3440285>.
- Bohn H. (1990). Tax Smoothing with Financial Instruments. *American Economic Review*, vol. 80, iss. 5, pp. 1217–1230.
- Dahlby B. (1994). The Distortionary Effect of Rising Taxes. In *Deficit Reduction: What Pain, What Gain?* W. Robson and W. Scarth (eds.). C. D. Howe Institute, pp. 43–72.
- Engle R., Granger C.W.J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, vol. 55, iss. 2, pp. 251–276.
- Feldstein M. (2006). The Effects of Taxes on Efficiency and Growth. NBER Working Paper 12201.
- Ghosh A.R. (1995). Intertemporal Tax Smoothing and Government Budget Surplus: Canada and the United States. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 27, iss. 4, pp. 1031–1045.
- Gregory A.W., Hansen B.E. (1996). Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, vol. 70, iss. 1, pp. 99–126. Available at: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(96\)41685-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(96)41685-7).
- Horrigan B.R. (1986). The Determinants of the Public Debt of the United States, 1953–1978. *Economic Inquiry*, vol. 24, iss. 1, pp. 11–23. Available at: <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1986.tb01794.x>.
- Jayawickrama A., Abeyasinghe T. (2013). The Experience of Some OECD Economies on Tax Smoothing. *Applied Economics*, vol. 45, iss. 16, pp. 2305–2313.
- MacKinnon J.G. (2010). Critical Values for Cointegration Tests. Queen's Economics Department Working Paper No. 1227.
- Pasten R., Cover J.P. (2010). Does the Chilean Government Smooth Taxes? A Tax-Smoothing Model with Revenue Collection from a Natural Resource. 37 Pages. Posted 9 Feb. 2010. Available at: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1550257>.
- Roubini N., Sachs J.D. (1989). Political and economic determinants of budget deficits in the industrial democracies. *European Economic Review*, vol. 33, iss. 5, pp. 903–933.
- Sahasakul C. (1986). The U.S. evidence on optimal taxation over time. *Journal of Monetary Economics*, vol. 18, iss. 3, pp. 251–275.
- Trehan B., Walsh C.E. (1988). Common Trends, the Government's Budget Constraint, and Revenue Smoothing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, iss. 2–3, pp. 425–444.
- Vasheliuk N.V., Zubarev A.V., Trunin P.V. (2017). Determining the Output Gap for the Russian Economy. Moscow: Delo Publ., RANEPА, 84 p. (In Russ.).

Received 17.12.2019

Accepted for publication 08.04.2020