

## **Приложение 13. Оценка влияния экономического роста на достижение национальных целей по росту реальных доходов и снижению уровня бедности.**

### **1. Почему используются эконометрические модели?**

Поскольку качественные структурные модели, описывающие влияния экономического роста на бедность, отсутствуют как на страновом, так и на региональном уровне, для оценки влияния экономического роста на бедность обычно используются либо микросимуляционные (основанные на данных обследований доходов домохозяйств), либо эконометрические модели. Микросимуляционные модели требуют весьма сильных априорных предположений о взаимосвязи между экономическим ростом и сопутствующим ростом трудовых доходов населения, причем одним из вариантов определения этой взаимосвязи является ее эконометрическая оценка. Эконометрические же модели подобных априорных предположений не требуют, предполагается только сам факт наличия взаимосвязи между величинами, а более точный ее характер выявляется в процессе оценивания различных эконометрических моделей и проверки робастности предложенных моделей.

Следует отметить, что общепринятой стандартной методики оценок влияния экономического роста на бедность не существует, поэтому требуется использовать различные подходы и сравнивать их между собой.

Следует также отметить, что эконометрические модели, как правило, дают оценки не причинно-следственных связей, а лишь корреляций, поэтому далее под «влиянием» будут пониматься именно корреляции, а не причинно-следственная связь. Кроме того, нужно учесть, что здесь наблюдается взаимное влияние: с одной стороны, экономический рост ведет к росту доходов населения и снижению уровня бедности, а с другой, рост доходов

населения и снижение уровня бедности ведут к повышению спроса на товары и услуги и, как следствие, к росту ВВП.

В настоящей оценке взаимосвязи между экономическим ростом и уровнем ВВП использовались две спецификации эконометрических моделей:

1. Модели линейной регрессии с годовыми данными на национальном уровне;
2. Модели панельной регрессии с годовыми региональными данными.

Кроме того, в качестве вспомогательного результата на годовых данных на национальном уровне была оценена взаимосвязь между экономическим ростом и ростом доходов населения.

В литературе также рассматриваются кросс-секционные модели с данными, усредненными по времени. Применительно к нашему случаю это означает рассмотрение среднегодового регионального экономического роста (за период 2000–2018 годов), среднегодового снижения бедности за этот же период, а также среднегодовых изменений других объясняющих переменных, усредненных за этот же период. Однако межрегиональные регрессионные модели с использованием среднегодовых данных обладают тем недостатком, что усреднение по времени нивелирует ежегодные изменения в уровне экономической активности и в уровне бедности, и не могут выявить корреляции непосредственно между ежегодным экономическим ростом и ежегодным изменением уровня бедности. По этой причине такие модели были исключены из рассмотрения.

Также следует отметить, что поддержание уровня доходов могло происходить за счет трансфертов из средств Стабилизационного фонда и его аналогов, т.е. могло быть «отложенное» влияние экономического роста на бедность. Однако такое влияние мы не оценивали из-за ограниченного количества наблюдений во времени.

Наконец, следует сказать о проблемах с выбором данных и о выборе объясняющих переменных в модели.

Одной из проблем являются изменения в методологии расчета тех или иных официальных статистических показателей.

Во-первых, методология расчета денежных доходов населения поменялась в соответствии с Методологическими положениями по расчету показателей денежных доходов и расходов населения, утвержденными приказом Росстата от 02.07.2014 № 465 с изменениями от 20.11.2018 №680. По этой причине денежные доходы населения до 2013 года и после 2013 года рассчитывались по-разному. В то же время данные по денежным доходам населения за 2013 год, рассчитанные по старой и по новой методологии, различаются не очень сильно: 25928,2 рублей согласно старой методологии и 25684,4 рублей согласно новой методологии<sup>1</sup>. Разница между этими значениями составляет менее 1%. По этой причине было сделано предположение о том, что два временных ряда (до 2013 года и после 2013 года) можно объединить в один, поскольку изменение методологии несущественно меняет показатель и поэтому существенно не повлияет на оценку коэффициента регрессии.

Во-вторых, методология расчета валового внутреннего продукта изменилась в связи с перехода на систему национальных счетов 2008 года. По этой причине Росстат на своем сайте специально указывает, что ряды реального ВВП в рублях до и после 2011 года несовместимы между собой<sup>2</sup>. По этой причине в качестве показателя реального ВВП в ценах 2008 года после 2011 года был взят «синтетический» показатель реального ВВП: до 2011 года включительно брался показатель реального ВВП непосредственно с сайта Росстата<sup>3</sup>, а начиная с 2012 года этот показатель рассчитывался путем умножения показателя за 2011 год на индексы физического объема ВВП, начиная с 2012

---

<sup>1</sup> Показатели взяты с сайта Росстата: рассчитанные согласно старой и новой методологиям соответственно брались по адресам [https://gks.ru/storage/mediabank/urov\\_11g.xlsx](https://gks.ru/storage/mediabank/urov_11g.xlsx) (здесь не указано, что была применена новая методология) и [https://gks.ru/storage/mediabank/urov\\_11kv-nm\(2\).doc](https://gks.ru/storage/mediabank/urov_11kv-nm(2).doc) (здесь явно указано, что использовалась новая методология).

<sup>2</sup> Росстат указывает, что «Данные с 2011 по 2016 годы в ценах 2011 года не соответствуют аналогичным данным в ценах 2016 года и будут пересмотрены после пересчета динамического ряда в 2020 году», [http://www.gks.ru/free\\_doc/new\\_site/vvp/vvp-god/tab2a.xls](http://www.gks.ru/free_doc/new_site/vvp/vvp-god/tab2a.xls)

<sup>3</sup> Источник: [http://www.gks.ru/free\\_doc/new\\_site/vvp/vvp-god/tab2.xls](http://www.gks.ru/free_doc/new_site/vvp/vvp-god/tab2.xls)

года. Таким образом, фактически использовался агрегированный индекс роста физического объема ВВП, умноженный на константу – величину ВВП в базовом году. Поскольку все модели рассматривались в логарифмах, то эта константа «отщеплялась» и не оказывала влияния на величину оцениваемого коэффициента.

В-третьих, в качестве показателя уровня бедности использовался показатель «Численность населения с денежными доходами ниже величины прожиточного минимума»<sup>4</sup>. При этом менялись как методология расчета величины прожиточного минимума, так и состав потребительской корзины. В то же время следует отметить, что после изменений в методологии в 2000 году Росстатом производилась корректировка показателя численности населения ниже прожиточного минимума с учетом этих изменений (см., например, сборник «Российский статистический ежегодник», раздел 7.26<sup>5</sup>). В ряде случаев, когда такая корректировка не проводилась, сопоставление данных до и после корректировки выявило некоторые «дефекты» в данных. Например, согласно данным Росстата<sup>6</sup>, несмотря на бурный экономический рост и снижение бедности в 2004 году, в 2005 году (когда был изменен состав потребительской корзины, используемый для определения величины прожиточного минимума) в условиях быстрого экономического роста произошло увеличение уровня бедности на 0.2 п.п. по сравнению с 2004 годом. В 2006 году уровень бедности продолжил снижение: по сравнению с 2005 годом он снизился на 2.6 п.п. В то же время в 2013 году, когда были изменены методология расчета величины прожиточного минимума и состав потребительской корзины, уровень бедности по сравнению с 2012 годом вырос всего на 0.1 п.п., а в следующем, 2014 году, во время экономического спада уровень бедности вырос на 0.5 п.п. Таким образом, можно

---

<sup>4</sup> Источник: <https://gks.ru/storage/mediabank/2-3.doc>

<sup>5</sup> Источник: <https://gks.ru/storage/mediabank/year03.zip>

<sup>6</sup> Источник: <https://gks.ru/storage/mediabank/2-3.doc>

предположить, что данные изменения в методологии расчета уровня незначительно повлияли на уровень бедности.

Подводя итог, можно сказать, что данные изменения в методологии могли лишь незначительно (максимум на единицы процентов: 0.2 п.п. как доля от 17.6 п.п. составляет около 1%) повысить уровень бедности по сравнению с тем, который получился бы при старой методологии. Такое незначительное повышение уровня бедности, в свою очередь, могло привести лишь к незначительному и статистически незначимому снижению оценки влияния экономического роста на уровень бедности. По этой причине тот показатель, который предлагается Росстатом<sup>7</sup>, был использован без каких-либо изменений.

Наконец, следует обсудить выбор объясняющих переменных – уровня душевых денежных доходов и полного реального ВВП, а не реального ВВП на душу населения. Этот выбор был обусловлен тем, что население Российской Федерации на протяжении 1996-2019 годов менялось очень незначительно (в пределах 3% от среднего значения), и по этой причине, а также для удобства последующего применения полученной оценки в качестве объясняющей переменной был использован ВВП на душу населения. В то же время следует отметить, что на уровне отдельных регионов изменения численности населения могли быть существенно больше, по этой причине в регрессиях на региональных данных в качестве объясняющей переменной, помимо реального ВВП, использовался также показатель реального ВВП на душу населения.

## **2. Краткий обзор имеющихся в литературе подходов и результатов**

Прежде чем обсуждать взаимосвязь экономического роста и уровня бедности, следует отметить, что по теме взаимосвязи экономического роста и роста

---

<sup>7</sup> Источник: <https://gks.ru/storage/mediabank/2-3.doc>

доходов, а также экономического роста и бедности существует обширная литература. В то же время в этой литературе вопрос, как правило, ставится несколько по-другому, а именно, рассматривается влияние неравенства на экономический рост и уровень бедности. Этот подход не может ответить на вопрос о взаимном влиянии экономического роста и уровня бедности. Непосредственно же влияние экономического роста на уровень бедности рассматривается сравнительно редко. Приведем несколько примеров<sup>8</sup>.

Вероятно, одной из первых работ, рассматривающих взаимосвязь экономического роста и уровня бедности, является работа W.H.L.Anderson<sup>9</sup>. В ней автор, опираясь на данные переписей США с 1947 по 1960 годы, для разных групп населения подробно рассмотрел взаимосвязь между ростом медианного дохода этой группы (в качестве индикатора экономического роста использовался именно медианный доход) и персональным доходом отдельных групп населения. В результате получилось, что в целом по всей стране рост медианного дохода на 1% приводит к росту персонального дохода на 1.078%. При этом для не-белого населения этот показатель составлял 1.55%, для городского населения 0.98%, а для фермеров – 2.49%. В то же время следует отметить, что автор не оценивает изменение непосредственно уровня бедности при экономическом росте. Вместо этого он оценивает «кривую бедности» и ее эволюцию, оценивая порог бедности в 3000 долларов в год на семью, однако оценки того, как влияет экономический рост на уровень бедности, в работе отсутствуют.

В работе R.H.Adams<sup>10</sup> на основе данных о 60 развивающихся странах за период с 1980 по 1999 годы исследуется взаимосвязь между экономическим ростом и

---

<sup>8</sup> Приведенный список источников никоим образом не претендует на полноту.

<sup>9</sup> W. H. Locke Anderson, «Trickling Down: The Relationship Between Economic Growth and the Extent of Poverty», *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 78, No. 4 (Nov., 1964), pp. 511–524.

<sup>10</sup> R.H.Adams (2004), «Economic Growth, Inequality and Poverty: Estimating the Growth Elasticity of Poverty» , *World Development* Vol.32, No.12, pp.1989–2014.

уровнем бедности. При этом следует отметить, что данные за каждый год для каждой страны в этом временном интервале отсутствуют, есть только данные максимум за несколько лет (от двух до шести лет, причем годы не идут подряд), поэтому автор сравнивает изменения, произошедшие на протяжении тех лет, за которые данные отсутствуют. Уровень бедности понимался как потребление на уровне не более 1.08 доллара в день на человека. Автор получает, что значимая связь между уровнем бедности и экономическим ростом присутствует только для самых бедных стран, и соответствующая эластичность (изменение уровня бедности в процентах при росте реального ВВП на душу населения на 1%) равна  $-5.5$  (что означает, что при росте ВВП на душу населения на 1% уровень бедности снижается на 5.5%). Для стран со средним уровнем доходов на душу населения соответствующая эластичность равна  $-1.2$ , однако она статистически незначима.

В работе W.Enders and G.A.Hoover<sup>11</sup> на основе микроданных по США за период 1961–1996 годов путем оценки линейной регрессионной модели установлено, что рост ВВП на 1% приводит к снижению бедности на 0.19 п.п. Использование ими нелинейных методов дает почти тот же результат – снижение бедности на 0.16 п.п. при росте ВВП на 1%.

В работе P. Agrawal<sup>12</sup> на основе данных об экономическом росте и снижении уровня бедности в провинциях Казахстана за 2000-2002 годы при оценке модели панельных данных с фиксированными эффектами было установлено, что рост ВВП на 1% в среднем сопровождается снижением уровня бедности на 0.11 п.п. Включение в регрессию других объясняющих переменных несколько снижает эту оценку – до 0.09 п.п.

---

<sup>11</sup> W.Enders and G.A.Hoover, «The effect of robust growth on poverty: a nonlinear analysis», Applied Economics, 2003, vol. 35, pp. 1063–1071.

<sup>12</sup> Pradeep Agrawal (2008), «Economic Growth and Poverty Reduction: Evidence from Kazakhstan», Asian Development Review, vol. 24, no. 2, pp. 90–115.

В препринте Yuka Takeda<sup>13</sup> исследуется связь между уровнем бедности и экономическим ростом на основе данных по российским регионам за 1995–2002 годы. В качестве индикатора экономического роста использовался реальный валовой региональный продукт на душу населения. Автор получает значение эластичности (изменение уровня бедности в процентах при росте реального ВРП на 1%), равное  $-0.367$ , причем до финансового кризиса, в период 1995–1998 годов, эта эластичность составляла  $-0.607$ , а в период 1999–2002 годов она была равна  $-0.195$ .

В последние десятилетия еще одним популярным направлением исследования влияния экономического роста на бедность является начатое в работе D.Dollar and A.Kraay<sup>14</sup> (и продолженное в большом количестве других работ, повторявших оценки, предложенные в этой работе, на других выборках) изучение того, как меняются доходы наименее обеспеченной группы населения при общем росте доходов, вызванном экономическим ростом (в определенном смысле это является развитием идей, высказанных в упомянутой выше работе W.H.L.Anderson). Мотивацией для этой работы послужили высказывавшиеся в литературе идеи о том, что экономический рост приводит к росту доходов в первую очередь не беднейших слоев населения, а более обеспеченных. В работе D.Dollar and A.Kraay проводилась проверка этой гипотезы. В качестве меры среднего дохода использовалось значение ВВП по ППС на душу населения, а в качестве меры среднего дохода беднейшей группы населения страны использовалась доля дохода, приходящаяся на нижнюю квинтиль (т.е. доля суммарного дохода беднейших 20% населения в совокупном доходе населения страны), деленная на 0.2. Выборка охватывала данные для 137 стран с 1950 по 1999 годы (с пропусками,

---

<sup>13</sup> Yuka Takeda (2009), «Economic Growth and its Effect on Poverty Reduction in Russia», Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series 075, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Tokyo, Japan.

<sup>14</sup> D.Dollar and A.Kraay (2001), «Growth is Good for the Poor», Policy research working paper 2587, The World Bank Development Research Group, Macroeconomics and Growth.



всего 953 наблюдения). В результате было получено, что эластичность дохода беднейшей квинтили по ВВП на душу населения примерно равна 1, т.е. экономический рост в 1% приводит в среднем к такому же росту доходов беднейшей квинтили.

Следует отметить, что для России отсутствуют официально публикуемые данные о суммарном доходе беднейших групп населения, поэтому мы не делаем аналогичных оценок. Росстат предоставляет данные по средним денежным доходам для всего населения. Поскольку главным источником роста доходов населения является экономический рост, а для значительной доли населения России получаемый доход либо лежит в пределах прожиточного минимума, либо ненамного его превышает, то представляет интерес оценка того, как экономический рост связан с ростом доходов населения, в частности, среднего дохода населения. По этой причине в качестве первого шага оценивается взаимосвязь между экономическим ростом (ростом реального ВВП) и ростом средних доходов населения.

### **3. Взаимосвязь между экономическим ростом и ростом доходов населения**

В качестве первого шага были взяты данные о реальном ВВП и реальных среднедушевых денежных доходах с 1995 по 2019 годы<sup>15</sup>, на них оценивалась самая простая модель парной линейной регрессии вида

$$\text{logincome}_t = \alpha + \beta \log\text{RGDP}_t + \varepsilon_t.$$

Здесь  $\text{logincome}_t$  – это логарифм реальных денежных доходов на душу населения, выраженных в рублях,  $\log\text{RGDP}_t$  – логарифм реального ВВП, выраженного в млрд рублей.

---

<sup>15</sup> Использовались данные Росстата. Реальные денежные доходы для каждого года вычислялись делением номинальных денежных доходов для этого года на агрегированный за предыдущие годы, начиная с 1994-го, индекс потребительских цен.

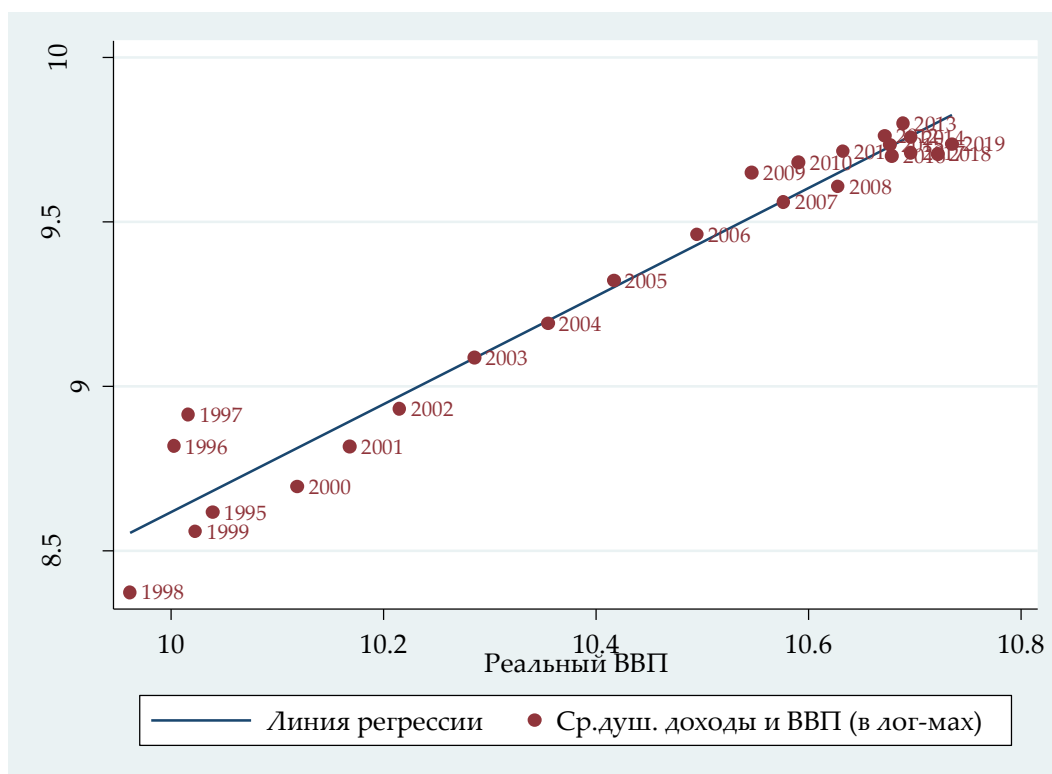


Рисунок 1. Реальные денежные доходы на душу населения (в рублях), реальный ВВП (млрд. рублей), в логарифмах.

Следует отметить, что количество наблюдений не очень велико, по этой причине нет большого смысла добавлять в регрессию другие объясняющие переменные. Все наблюдения можно представить на графике, изображенном на рисунке 1. Реальный ВВП и реальные денежные доходы на душу населения приведены в ценах 2008 года.

Для оценки корректности использования подобных моделей временных рядов «в уровнях» (подчеркнем что речь идет об «уровнях» логарифмов реальных денежных доходов и реального ВВП) эти ряды были проверены на стационарность (использовался тест Дики–Фуллера на наличие единичных корней). Тесты показали, что эти временные ряды нестационарны (гипотезы о наличии единичных корней не отвергаются на всех разумных уровнях значимости – на 10%, 5% и 1%). С другой стороны, поскольку количество наблюдений не очень велико, надежность подобных тестов также не очень

велика (также и по этой причине производилась оценка уравнения в первых разностях). Тест Дики–Фуллера для первых разностей логарифмов реальных денежных доходов и ВВП дает р-значения соответственно меньше 0.0001 и 0.0042, что позволяет сделать вывод о стационарности первых разностей, а сами ряды логарифмов реальных денежных доходов и реального ВВП являются рядами типа I(1).

Оценка регрессионного уравнения производилась методом наименьших квадратов (МНК). Смысл коэффициента  $\beta$  очень прост: он показывает, на сколько процентов изменятся реальные денежные доходы при увеличении реального ВВП на 1%.

Оценка линейной регрессии дает величину коэффициента  $\beta = 1.64$ , что означает, что в среднем при росте реального ВВП на 1% реальные денежные доходы населения увеличиваются на 1.64% (стандартная ошибка метода наименьших квадратов равна 0.075, робастная стандартная ошибка 0.102; необходимость использования робастных стандартных ошибок обусловлена тем, что тест Бройша–Пагана на гетероскедастичность показывает, что гипотеза об отсутствии гетероскедастичности уверенно отвергается).

Как говорилось выше, данные временные ряды нестационарны, и чтобы исключить возможность «мнимой регрессии», нужны дополнительные проверки на стационарность остатков (стационарность остатков будет говорить о коинтегрированности нестационарных временных рядов и о корректности рассмотрения данного регрессионного уравнения). Тест Дики–Фуллера на наличие единичных корней среди остатков дает р-значение тестовой статистики, равное 0.0081. Это означает, что мы можем отвергнуть гипотезу о наличии единичных корней на всех разумных уровнях значимости (1%, 5% и 10%), ряды логарифмов реальных денежных доходов и реального ВВП можно считать коинтегрированными, а данная линейная регрессионная модель не является «мнимой регрессией» (spurious regression). Тем не менее

ниже мы еще раз проверим этот вывод, рассматривая регрессию в первых разностях.

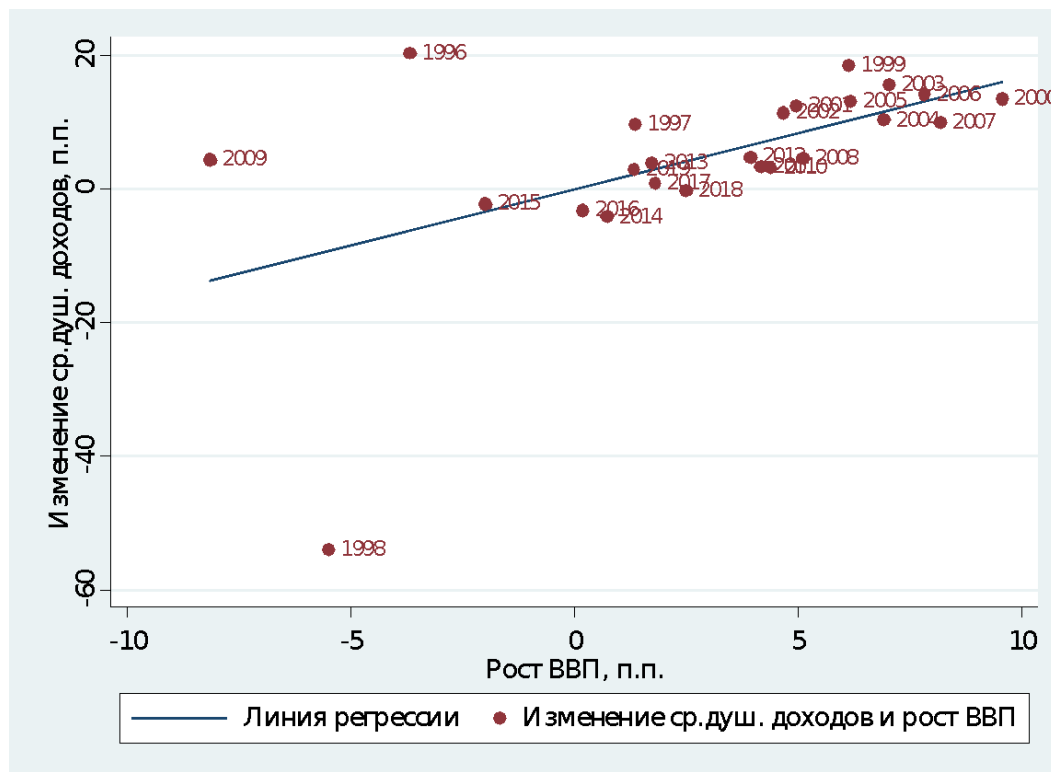


Рисунок 2. Изменения реальных денежных доходов на душу населения и реального ВВП, п.п.

Поскольку рассматриваемые данные являются временными рядами, в них (и в том числе в ошибках  $\varepsilon_t$ ) возможно наличие автокорреляций, что может приводить к смещению в МНК-оценках. Чтобы уменьшить влияние автокорреляций, а также чтобы исключить влияние возможной нестационарности временных рядов, следует рассмотреть аналогичную регрессию в первых разностях.

Эти первые разности можно представить на графике (см. рисунок 2).

Из рисунка видно, что за исключением трех точек, из которых две (1998 и 2009 годы) приходится на тяжелые экономические кризисы, остальные точки лежат вблизи линии регрессии

$$\Delta \log \text{income}_t = \gamma \Delta \log \text{RGDP}_t + u_t$$

(здесь символом  $\Delta$  перед величиной обозначены первые разности, например,  $\Delta \log \text{income}_t = \log \text{income}_t - \log \text{income}_{t-1}$ ).

Коэффициент  $\gamma$  этой регрессии равен 1.68 (при робастной стандартной ошибке 0.49). Это близко к значению, полученному в регрессии «в уровнях» (т.е. исходной регрессии логарифма реальных доходов населения на логарифм реального ВВП). Следует отметить, что мы рассматриваем регрессионное уравнение без аддитивной константы, поскольку именно оно получается после взятия первых разностей от исходного регрессионного уравнения. (Следует отметить, что рассмотрение регрессии с аддитивной константой показывает, что величина этой константы мала и статистически незначима.)

Для оценки применимости метода наименьших квадратов к данной модели был проведен тест Дики–Фуллера для рядов из первых разностей логарифма реальных денежных доходов и логарифма реального ВВП. Как было сказано выше, полученные результаты (в первом случае р-значение было меньше 0.0001, во втором оно составило 0.0042) позволяют сделать вывод о стационарности этих рядов. Кроме того, тест Дики–Фуллера для остатков регрессии также дает р-значение меньшее, чем 0.0001. Это также означает, что остатки стационарны, и метод наименьших квадратов применим к данной модели.

Что касается возможного влияния автокорреляций остатков на оценку, то нужно отметить следующее. Во-первых, тест Бройша–Годфри показывает, что «нулевая» гипотеза об отсутствии таких автокорреляций не может быть отвергнута на всех разумных уровнях значимости – 10%, 5% и 1%. Во-вторых, близость коэффициентов  $\beta$  и  $\gamma$  (их совпадение в пределах стандартных ошибок оценивания) дает основания полагать, что даже если такие

автокорреляции и присутствуют, они очень малы и не оказывают существенного влияния на МНК-оценки коэффициентов.

Наконец, следует отметить возможную эндогенность в данной регрессии, связанную с взаимным влиянием ВВП и денежных доходов населения друг на друга: с одной стороны, чем больше ВВП, тем больше зарплаты и вообще денежные доходы населения, а с другой стороны, чем больше денежные доходы населения, тем выше спрос на товары и услуги и тем выше ВВП. Чтобы проверить, насколько сильно эндогенность влияет на нашу оценку, нужно оценить исходное уравнение при помощи инструментальных переменных. В нашем случае, поскольку тест Бройша–Годфри показал отсутствие автокорреляций в остатках, в качестве инструментальной переменной можно использовать лагированное значение логарифма ВВП (т.е. взятое за предыдущий период)<sup>16</sup>. Оценка исходного регрессионного уравнения «в уровнях» методом 2SLS (двухшаговый метод наименьших квадратов) дает значение коэффициента  $\beta = 1.64$  с робастной стандартной ошибкой, равной 0.10. Тест Дарбина–Ву–Хаусмана (Durbin–Wu–Hausman, DWS) показывает, что гипотеза об отсутствии эндогенности не может быть отвергнута на всех разумных уровнях значимости – 10%, 5% и 1%. Следует отметить, что, очевидно, лагированный ряд логарифма реального ВВП, как и сам ряд логарифма реального ВВП, сам по себе нестационарен, но стационарен в первых разностях.

Таким образом, мы получаем, что регрессии «в уровнях», «в первых разностях» и с использованием инструментальных переменных дают примерно один и тот же результат: в последние десятилетия рост ВВП на 1% ведет в среднем к приросту реальных доходов населения примерно на 1.6-

---

<sup>16</sup> Обоснованию возможности использования  $I(1)$ -нестационарных инструментальных переменных посвящено большое количество статей (см., например, P.C.B.Phillips and B.E.Hansen (1990), “Statistical inference in instrumental variables regression with  $I(1)$  processes”, *Review of Economic Studies* v.57, 99–125; F.Marmol, A.Escribano, and F.M.Aparicio (2002), “Instrumental variable interpretation of cointegration with inference results for fractional cointegration”, *Econometric Theory*, v.18, 646–672, и приведенную в этих работах литературу).

1.7%. Кроме того, как уже было отмечено выше, мы говорим только о корреляции, а не о причинно-следственной связи, поэтому, принимая также во внимание результаты DWS-теста, в данном случае влиянием эндогенности можно пренебречь.

Результаты оценивания можно свести в следующую таблицу (в скобках указана робастная стандартная ошибка).

Таблица 1. Связь роста ВВП и роста реальных доходов населения

Вид регрессионного уравнения	Величина коэффициента $\beta$
Исходное уравнение «в уровнях»	1.642 (0.103)
Уравнение в первых разностях	1.681 (0.495)
Исходное уравнение «в уровнях», метод 2SLS	1.641 (0.103)

Источник: расчеты Счетной палаты

#### 4. Взаимосвязь между экономическим ростом и уровнем бедности: модели с данными на национальном уровне

Как и выше, в данном разделе также оцениваются самые простые модели взаимосвязи (на уровне корреляций) того, как бедность связана с общим экономическим ростом. В качестве показателя экономического роста берется рост ВВП. Рассматривались уровень бедности (доля населения с доходами ниже прожиточного минимума, в процентах) с 1996 по 2018 год<sup>17</sup>, а также логарифм реального ВВП за этот же период времени (в ценах 2008 года; использовались данные Росстата, раздел национальных счетов).

Рассматривались модели линейной регрессии «в уровнях»

$$\text{poverty}_t = \alpha + \beta \log \text{GDP}_t + \varepsilon_t$$

<sup>17</sup> Численность населения с денежными доходами ниже величины прожиточного минимума в целом по России и по субъектам Российской Федерации. Источник: Росстат.

где  $poverty_t$  – это уровень бедности, объясняющая переменная  $\log GDP_t$  – это логарифм реального ВВП, а также в первых разностях,

$$\Delta poverty_t = \gamma \Delta \log GDP_t + \varepsilon_t,$$

при этом модель в первых разностях оценивалась без константы (проверка значимости аддитивной константы для регрессии в первых разностях проводилась, и константа оказалась малой и статистически незначимой).

Для оценки корректности использования подобных моделей временных рядов эти ряды были проверены на стационарность (использовался тест Дики–Фуллера на наличие единичных корней). Тесты показали, что эти временные ряды нестационарны (гипотезы о наличии единичных корней не отвергаются на всех разумных уровнях значимости – на 10%, 5% и 1%). С другой стороны, поскольку количество наблюдений не очень велико, надежность подобных тестов также не очень велика (как и выше, это было дополнительной причиной для проведения оценки уравнения в первых разностях).

Искомая связь экономического роста и бедности на национальном уровне определяется коэффициентами  $\beta$  и  $\gamma$ . Они интерпретируются следующим образом (для простоты рассмотрим первое уравнение и коэффициент  $\beta$ ): при изменении логарифма реального ВВП на величину  $x$  (а при малых  $x$  изменение логарифма реального ВВП примерно равно относительному изменению величины реального ВВП на  $x$ , и равенство тем точнее, чем меньше величина изменения  $x$ ) уровень бедности изменяется на  $\beta \cdot x$  процентных пунктов. Если изменение  $x$  логарифма реального ВВП (и относительное изменение реального ВВП) измерять в процентах (1% изменения реального ВВП соответствует изменению логарифма реального ВВП на 0.01), то уровень бедности изменяется на  $\left(\frac{\beta}{100}\right) \cdot x$  процентных пунктов. Кроме того, следует отметить, что рост ВВП, как правило, сопровождается снижением уровня бедности, поэтому коэффициенты  $\beta$  и  $\gamma$  должны быть отрицательными.



Поскольку рассматривается парная регрессия, мы можем представить эти наблюдения на графике, изображенном на следующем рисунке:

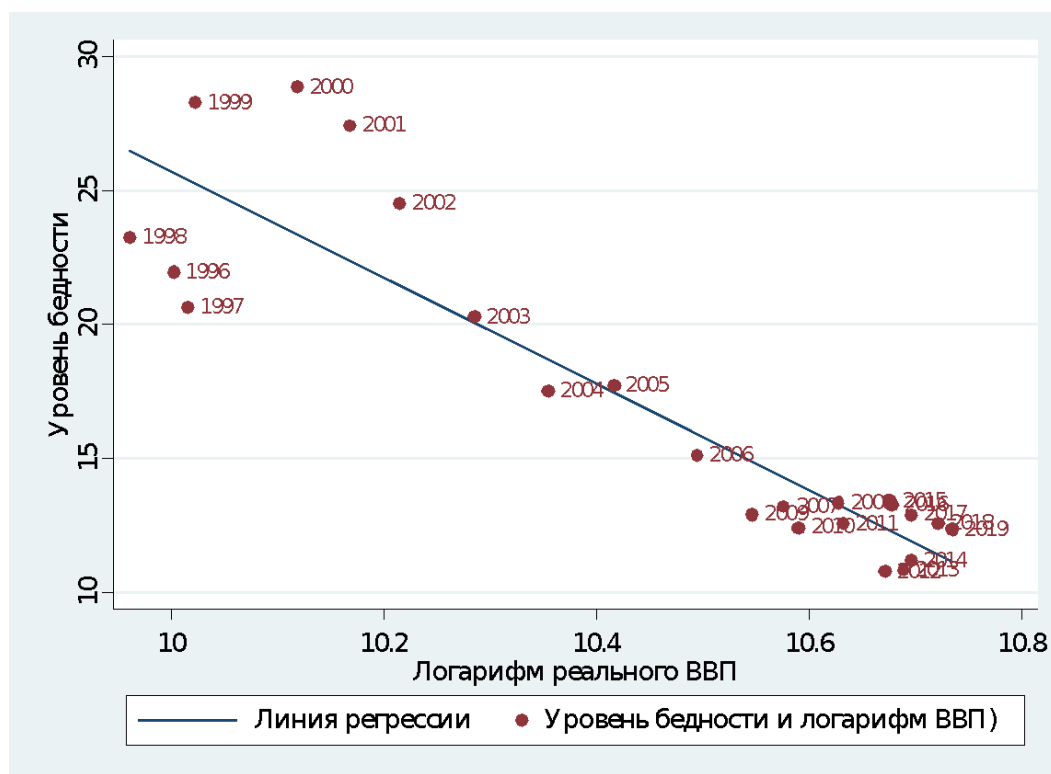


Рисунок 3. Уровень бедности (в процентах), реальный ВВП (млрд рублей) в логарифмах.

Следует отметить, что, как и выше, количество наблюдений не очень велико, поэтому мы не добавляем в регрессию другие объясняющие переменные.

Оценка регрессионного уравнения производилась методом наименьших квадратов (МНК).

Оценка линейной регрессии дает величину коэффициента  $\beta = -20.16$  (стандартная ошибка метода наименьших квадратов равна 2.05, робастная стандартная ошибка 2.65; поскольку тест Бройша–Пагана показывает, что гипотеза об отсутствии гетероскедастичности уверенно отвергается, необходимо использовать робастные стандартные ошибки). Такое значение коэффициента  $\beta$  означает, что при росте реального ВВП на 1% уровень бедности снижается в среднем примерно на 0.20%.

Как отмечалось выше, рассматриваемые данные являются временными рядами, поэтому для оценки корректности применения метода наименьших квадратов требуется проводить проверку остатков на стационарность. В данном случае  $p$ -значение (с константой в регрессии) равно 0.1318, а тестовая статистика равна  $-2.436$ . В то же время тест Дики–Фуллера без константы в регрессии дает тестовую статистику  $-2.471$ , что лежит между  $-2.660$  (критическое значение для 1% уровня значимости) и  $-1.950$  (критическое значение для 5% уровня значимости). Таким образом, мы не можем однозначно подтвердить или опровергнуть наличие единичных корней в остатках: один вариант теста показывает, что мы не можем отвергнуть гипотезу о наличии единичных корней, а второй показывает, что мы можем эту гипотезу отвергнуть минимум на 5% уровне значимости. По этой причине, чтобы оценить влияние экономического роста на уровень бедности, требуется рассмотрение регрессии в первых разностях, а также рассмотрение других классов моделей (ниже будут рассмотрены модели на региональных данных). Кроме того, в этих временных рядах (и в ошибках  $\varepsilon_t$ ) возможно наличие автокорреляций, что может приводить к смещению в МНК-оценках. Чтобы уменьшить влияние автокорреляций, а также чтобы исключить влияние возможной нестационарности временных рядов (которая может не проявляться в тестах на единичные корни из-за сравнительно небольшого количества наблюдений), следует рассмотреть аналогичную регрессию в первых разностях.

Эти первые разности также можно представить на графике, представленном на рисунке 4.

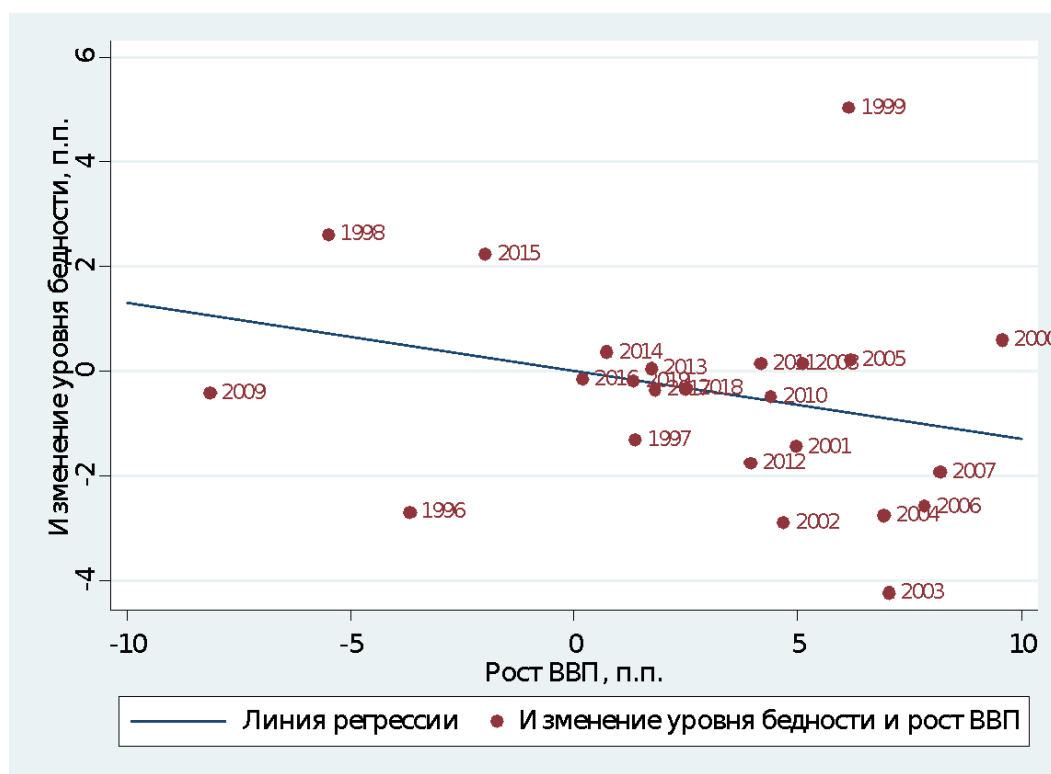


Рисунок 4. Изменения уровня бедности и реального ВВП, п.п.

На рисунке 4, как и ранее при рассмотрении взаимосвязи экономического роста и доходов населения, приведена линия регрессии

$$\Delta \text{poverty}_t = \gamma \Delta \log \text{RGDP}_t + u_t$$

(здесь, как и выше, символом  $\Delta$  перед величиной обозначены первые разности, например,  $\Delta \log \text{GDP}_t = \log \text{GDP}_t - \log \text{GDP}_{t-1}$ ).

Коэффициент  $\gamma$  этой регрессии равен  $-13.02$  (при робастной стандартной ошибке  $8.82$ , т.е. является незначимым). Это заметно отличается от значения, полученного в регрессии «в уровнях» (т.е. исходной регрессии уровня бедности на логарифм реального ВВП). При этом, однако, мы не можем отвергнуть гипотезу о том, что  $\gamma = -20$ :  $t$ -статистика при этом приблизительно равна  $0.79$ , что заметно меньше, чем критические значения для 1%, 5% и 10% уровней значимости. В то же время следует отметить, что если удалить две точки («аутлайеры»), соответствующие 1996 и 1999 годам, лежащие дальше всего от линии регрессии, то значимость регрессии заметно повышается: во-

первых, коэффициент  $\gamma$  теперь равен  $-20.97$ , а во-вторых, робастная стандартная ошибка уменьшается и становится равной  $7.19$ , что делает коэффициент  $\gamma$  значимым даже на  $1\%$  уровне. Также следует отметить, что мы рассматриваем регрессионное уравнение без аддитивной константы, поскольку именно оно получается после взятия первых разностей от исходного регрессионного уравнения. Кроме того, рассмотрение регрессии с аддитивной константой показывает, что величина этой константы мала и статистически незначима.

Для оценки применимости метода наименьших квадратов к данной модели с точки зрения стационарности остатков, то тест Дики–Фуллера для остатков регрессии дает  $p$ -значение, равное  $0.0016$ . Это позволяет отвергнуть гипотезу о наличии единичных корней на всех разумных уровнях значимости.

Что касается возможного влияния автокорреляций остатков на оценку коэффициента  $\beta$ , то нужно отметить следующее. Во-первых, тест Бройша–Годфри показывает, что «нулевая» гипотеза об отсутствии таких автокорреляций должна быть отвергнута на всех разумных уровнях значимости –  $10\%$ ,  $5\%$  и  $1\%$ . Во-вторых, взятие первых разностей несколько уменьшает эти автокорреляции: гипотеза об отсутствии таких автокорреляций должна быть отвергнута на всех разумных уровнях значимости, кроме  $1\%$ : на уровнях  $10\%$  и  $5\%$ . В-третьих, несмотря на различие в коэффициентах  $\beta$  и  $\gamma$ , следует отметить их совпадение в пределах стандартных ошибок оценивания. Наконец, следует отметить возможную эндогенность в данной регрессии, связанную с взаимным влиянием ВВП и уровня бедности друг на друга: с одной стороны, чем больше ВВП, тем больше доходы населения и тем ниже уровень бедности, а с другой стороны, чем ниже уровень бедности и чем выше денежные доходы населения, тем выше спрос на товары и услуги и тем выше ВВП. Чтобы проверить, насколько сильно эндогенность влияет на нашу оценку, нужно оценить исходное уравнение при помощи инструментальных переменных. В нашем случае, поскольку тест Бройша–Годфри показал

наличие автокорреляций в остатках, в качестве инструментальной переменной нельзя использовать лагированное значение логарифма ВВП (т.е. взятое за предыдущий период). Подходящим кандидатом на роль инструментальной переменной, по нашему мнению, является агрегированный (начиная с 1996 года) индекс промышленного производства<sup>18</sup>. Под «агрегированием» понимается следующая процедура. Если рост промышленного производства в году  $t$  составил  $x_t\%$ , в году  $t + 1 - x_{t+1}\%$ , и т.д., в году  $t + k$  этот рост промышленного производства составил  $x_{t+k}\%$ , то под агрегированным индексом промышленного производства за эти годы  $t, t + 1, \dots, t + k$  понимается величина  $\left(1 + \frac{x_t}{100}\right) \cdot \left(1 + \frac{x_{t+1}}{100}\right) \cdot \dots \cdot \left(1 + \frac{x_{t+k}}{100}\right)$ .

Причины, в силу которых, по нашему мнению, агрегированный индекс промышленного производства может служить инструментальной переменной для ВВП, состоят в следующем. Во-первых, этот агрегированный индекс скоррелирован с ВВП (корреляция ежегодных приращений равна 0.93). Во-вторых, индекс промышленного производства не включает в себя напрямую изменение добавленной стоимости в секторе услуг и в сельском хозяйстве, производство в которых сильно зависит от уровня потребительского спроса, определяемого уровнем денежных доходов населения: структура добавленной стоимости по секторам экономики за 2011–2016 годы показывает, что сектора, учитываемые в индексе промышленного производства ("Добыча полезных ископаемых", "Обрабатывающие производства", "Обеспечение электрической энергией, газом и паром; кондиционирование воздуха", "Водоснабжение; водоотведение, организация сбора и утилизации отходов, деятельности по ликвидации загрязнений") дают 25.9% от валовой добавленной стоимости, в то время как строительство, торговля и другие услуги, спрос на которые сильно зависит от доходов населения, занимают почти 70% ВВП. Далее,

---

<sup>18</sup> Индексы производства по Российской Федерации, [https://www.gks.ru/enterprise\\_industrial](https://www.gks.ru/enterprise_industrial).

следует учесть, что для большинства производств, входящих в индекс промышленного производства, изменения выпуска не определяются напрямую изменениями денежных доходов населения (например, добыча полезных ископаемых, тяжелая промышленность и т.п.; потребительский спрос на электроэнергию, пищевые продукты, спецодежду и обувь для работы, а также на ряд других потребительских товаров менее эластичен, чем, например, спрос на услуги), вследствие чего взаимное влияние денежных доходов и уровня промышленного производства должно быть значительно меньше, чем взаимовлияние ВВП и денежных доходов населения. Безусловно, уровень денежных доходов и потребительский спрос могут влиять на уровень промышленного производства не напрямую, а косвенно (например, со стороны предприятий торговли может быть спрос на продукцию металлургической отрасли с целью осуществления инвестиций в основной капитал), однако, как представляется, спрос на промышленную продукцию, не являющуюся товарами финального потребления домохозяйств, не очень сильно скоррелирован с шоками денежных доходов населения. Кроме того, следует учесть, что значительная часть товаров на потребительском рынке является импортными товарами, и изменения в денежных доходах населения сильнее всего влияют именно на потребление товаров этой группы, а также на упомянутые выше строительство, торговлю и другие услуги, не входящие в индекс промышленного производства.

По этим причинам индекс промышленного производства, в который не входят услуги и значительная часть потребительских товаров с эластичным спросом, подвержен влиянию шоков денежных доходов населения в гораздо меньшей степени, чем ВВП, и соответственно представляется подходящей инструментальной переменной, позволяющей снизить влияние эндогенности на оценки коэффициентов регрессии.

Проверка стационарности временного ряда и его первых разностей показывает, что этот ряд, как и ряд ВВП, нестационарен, а его первые разности

можно считать стационарными ( $p$ -значение в тесте Дики–Фуллера равно 0.0014). По этой причине мы будем считать, что метод инструментальных переменных применим и в данном случае.

Оценка исходного регрессионного уравнения «в уровнях» методом 2SLS (двухшаговый метод наименьших квадратов) с использованием агрегированного индекса промышленного производства вместо реального ВВП дает значение коэффициента  $\beta = -19.58$  с робастной стандартной ошибкой, равной 2.47. Тест Дарбина–Ву–Хаусмана (Durbin–Wu–Hausman, DWS) показывает, что гипотеза об отсутствии эндогенности не может быть отвергнута на уровнях 5% и 1% – уровнях, соответствующих сильной значимости.

Таким образом, мы получаем, что регрессии «в уровнях», «в первых разностях» (с учетом величины полученных стандартных ошибок) и с использованием инструментальных переменных дают примерно один и тот же результат: в последние десятилетия рост ВВП на 1% сопровождается в среднем снижением уровня бедности примерно на 0.2%. Кроме того, как уже было отмечено выше, мы говорим только о корреляции, а не о причинно-следственной связи, поэтому, принимая также во внимание результаты DWS-теста, в данном случае влиянием эндогенности можно пренебречь.

Наконец, следует отметить, что, как видно на рисунке 3, точки, соответствующие тяжелому экономическому кризису 1990-х годов, а именно, 1996-1998 годам, лежат заметно ниже уровня регрессии. Если ограничить выборку, исключив из рассмотрения эти три года, то коэффициент в регрессии «в уровнях» станет равным  $-25.83$  (при робастной стандартной ошибке 1.77), т.е. 1% рост ВВП сопровождается в среднем снижением уровня бедности на 0.258 п.п, а если ограничиться только периодом быстрого экономического роста, 1999–2008, то  $\beta = -29.75$ , и в этот период каждый 1% роста ВВП сопровождался снижением бедности на 0.3 п.п. Безусловно, количество наблюдений в этот период совсем мало, однако тем не менее на рисунке 3 даже

визуально заметно, что наклон регрессионной прямой в этот период существенно больше (по абсолютной величине), чем в целом по выборке. Такое поведение коэффициента  $\beta$  в зависимости от темпов роста ВВП означает, что влияние экономического роста на уровень бедности может иметь нелинейный характер.

Результаты оценивания можно свести в следующую таблицу (в скобках указана робастная стандартная ошибка).

Таблица 2. Связь роста ВВП и снижения уровня бедности

Вид регрессионного уравнения	Величина коэффициента $\beta$
Исходное уравнение «в уровнях»	-19.84 (2.56)
Исходное уравнение «в уровнях» (без наблюдений 1996-1998 г.г.)	-25.83 (1.77)
Исходное уравнение «в уровнях» (наблюдения 1999-2008 г.г.)	-29.75 (2.62)
Уравнение в первых разностях	-13.02 (8.82)
Уравнение в первых разностях (без двух «аутлайеров», 1996 и 1999 г.г.)	-20.97 (7.19)
Исходное уравнение «в уровнях», метод 2SLS	-19.58 (2.47)

Источник: расчеты Счетной палаты

## 5. Взаимосвязь между экономическим ростом и уровнем бедности: модели на основе региональных данных

В данном разделе рассматриваются эконометрические модели с панельными данными. В качестве исходных данных используются региональные показатели. Подобные методы время от времени используются в международной практике как для межстранового, так и для межрегионального анализа тематики, связанной с бедностью. При этом часто такие модели основаны на микроданных лонгитюдных обследований.



В качестве примеров использования моделей с панельными данными можно привести следующие статьи (этот список даже приблизительно нельзя считать исчерпывающим). В работе L.Mauro и G.Carmeci<sup>19</sup> при помощи моделей с панельными данными по регионам Италии оценивалось влияние уровня преступности и безработицы на бедность. В работе Bing Wang и др.<sup>20</sup> при помощи оценки модели с панельными данными оценивалась обеспеченность энергией китайских регионов. В препринте M.Partridge и др.<sup>21</sup> при помощи модели с панельными данными оценивались региональные аспекты бедности в США. Этой же тематике посвящена и более ранняя статья тех же авторов<sup>22</sup>. В работе M.Muyanga & P. Musyoka<sup>23</sup> при помощи модели с панельными данными оценивались факторы, влияющие на доходы и уровень бедности в Кении. В работе T. M. Tonmoy Islam и др.<sup>24</sup> при помощи модели панельных данных на уровне отдельных графств исследовалась хроническая бедность в США. В работе R. Mahadevan и S. Suardi<sup>25</sup> при помощи модели с панельными данными оценивалось влияние развития туризма на эволюцию бедности и неравенства по доходам. В работе I. Woolard и S. Klasen<sup>26</sup> модели с панельными данными использовались для анализа динамики бедности в Южной Африке. Наконец, исследованию региональных аспектов бедности и

---

<sup>19</sup> Luciano Mauro and Gaetano Carmeci, «A Poverty Trap of Crime and Unemployment», *Review of Development Economics*, 11(3), 450–462, 2007.

<sup>20</sup> Bing Wang, Hua-Na Li, Xiao-Che Yue and Zhen-Ming Sun, «Energy Poverty in China: A Dynamic Analysis Based on a Hybrid Panel Data Decision Model», *Energies*, 10, p.1942, 2017.

<sup>21</sup> M.Partridge, D.Rickman, Y.Tan, and M.R.Olfert, «U.S. Regional Poverty Post-2000: The Lost Decade», MPRA Working Paper No. 48528, 2013.

<sup>22</sup> William Levernier & Mark D. Partridge & Da S. Rickman, 2000. "The Causes of Regional Variations in U.S. Poverty: A Cross-County Analysis," *Journal of Regional Science*, Wiley Blackwell, vol. 40(3), pages 473-497, August.

<sup>23</sup> M.Muyanga & P. Musyoka, «Household Incomes and Poverty Dynamics in Rural Kenya: A Panel Data Analysis», *Journal of Poverty Alleviation and International Development*, 5(2), p.43-76, 2014.

<sup>24</sup> T. M. Tonmoy Islam, Jenny Minier. And James P. Ziliak, "On Persistent Poverty in a Rich Country," *Southern Economic Journal*, Southern Economic Association, vol. 81(3), 653-678, January, 2015.

<sup>25</sup> Renuka Mahadevan, Sandy Suardi, «Panel evidence on the impact of tourism growth on poverty, poverty gap and income inequality», *Current Issues in Tourism*, September 2017, Taylor & Francis, DOI: 10.1080/13683500.2017.1375901.

<sup>26</sup> Ingrid Woolard & Stephane Klasen, «Determinants of Income Mobility and Household Poverty Dynamics in South Africa», *The Journal of Development Studies*, 41:5, 865-897, DOI: 10.1080/00220380500145313.

неравенства по доходам в России с использованием моделей с панельными данными посвящена работа К.П.Глущенко<sup>27</sup>.

Также следует отметить, что региональные показатели (в частности, ВРП, индексы промышленного производства), содержащие оценки добавленной стоимости, созданной на территории региона, обычно не учитывают добавленную стоимость, создаваемую в результате мультирегиональной деятельности (например, деятельности в области обороны страны, части услуг государственного управления, а также деятельности крупных межрегиональных финансовых посредников)<sup>28</sup>. По этой причине оценки влияния, скажем, роста ВРП на уровень бедности могут завышать действительное влияние, поскольку уровень бедности может снижаться вследствие не только сугубо региональных факторов экономического роста, но и общефедеральных факторов.

Далее рассматриваются несколько спецификаций модели, которые различаются между собой набором объясняющих переменных. Эти спецификации модели можно описать следующим уравнением:

$$\text{poverty}_{it} = \gamma + \beta X_{it} + \chi Z_{it} + \varepsilon_{it}.$$

Здесь индекс  $i$  обозначает регионы РФ<sup>29</sup>, индекс  $t$  означает год и принимает значения с 2000 по 2018,  $\text{poverty}_{it}$  – уровень бедности<sup>30</sup> в процентах в регионе  $i$  в году  $t$ , в качестве основных объясняющих переменных использовались  $\text{GRP}_{it}$  – логарифм реального (в ценах 2000 года) валового регионального продукта на душу населения<sup>31</sup> (дефлирование производилось при помощи регионального индекса потребительских цен, поскольку данные по

---

<sup>27</sup> К.П.Глущенко, «Исследования неравенства по доходам между российскими регионами», Регион: экономика и социология. 2010. № 4. С. 88-119.

<sup>28</sup> Пояснение Росстата о расчете ВРП.

<sup>29</sup> Рассматривались все субъекты РФ, для которых есть полный набор данных за 2000–2018 годы, всего 79 субъектов.

<sup>30</sup> Численность населения с денежными доходами ниже величины прожиточного минимума в целом по России и по субъектам Российской Федерации. Источник: Росстат.

<sup>31</sup> Валовой региональный продукт, в текущих основных ценах на душу населения - (1998-2018гг.)

региональным дефляторам ВРП отсутствуют) либо логарифм реального ВРП (точнее, агрегированного индекса физического объема регионального ВРП<sup>32</sup>; использовались обе эти меры экономического роста на уровне региона),  $Z_{it}$  – другие объясняющие переменные, в число которых включались:

1. Безработица в регионе (в процентах);
2. Участие в рабочей силе (в процентах);
3. Коэффициент демографической нагрузки (отношение количества иждивенцев – несовершеннолетних детей и пенсионеров – к трудоспособному населению региона, в процентах);
4. Доля несовершеннолетних детей в совокупном населении региона (в процентах);
5. Доля городского населения в регионе (в процентах);

Под «агрегированием», как и ранее, понимается следующая процедура. Если рост ВРП в году  $t$  составил  $x_t\%$ , в году  $t + 1$  рост составил  $x_{t+1}\%$ , ..., в году  $t + k$  рост составил  $x_{t+k}\%$ , то под агрегированным индексом ВРП за эти годы  $t, t + 1, \dots, t + k$  понимается величина  $\left(1 + \frac{x_t}{100}\right) \cdot \left(1 + \frac{x_{t+1}}{100}\right) \cdot \dots \cdot \left(1 + \frac{x_{t+k}}{100}\right)$ . От ВРП эта величина отличается лишь множителем – значением ВРП в базовом году  $t - 1$ . Поэтому если рассмотреть два уравнения регрессии – одно с логарифмом данной величины, а второе с логарифмом реального ВРП, – то (если остальные объясняющие переменные совпадают) результаты оценки этих уравнений будут различаться лишь аддитивной константой, а коэффициент  $\beta$ , определяющий связь экономического роста и снижения уровня бедности, будет в обоих случаях один и тот же.

В рассматриваемом уравнении регрессии из ошибок  $\varepsilon_{it}$  часто выделяют слагаемые («фиксированные эффекты»), которые соответствуют «пространственным» (т.е. в рамках региональной выборки при отсутствии

---

<sup>32</sup> Валовой региональный продукт, индексы физического объема в % к предыдущему году (1998-2018гг.).

зависимости от времени) и «временным» эффектам (т.е. для каждого периода времени при отсутствии зависимости от региона). Мы рассматривали модель с «пространственными» фиксированными эффектами, в рамках которой  $\varepsilon_{it} = u_{it} + \alpha_i$ , где  $\alpha_i$  – это некоторые константы (т.е. параметры, не зависящие от времени), зависящие только от региона, при этом  $\sum_i \alpha_i = 0$ , а  $u_{it}$  – случайные шоки с (условным) математическим ожиданием, равным нулю. Такой выбор модели обусловлен тем, что наблюдается значительная неоднородность в показателях социально-экономического развития регионов, и эта неоднородность в значительной мере сохраняется последние два десятилетия. Модель оценивалась методом наименьших квадратов с робастными стандартными ошибками. Кроме того, в рамках проверки робастности эта же модель оценивалась как модель со случайными эффектами (забегая вперед, отметим, что результаты не очень сильно отличались от модели с фиксированными эффектами). Таким образом, использовалась модель

$$\text{poverty}_{it} = \gamma + \alpha_i + \beta X_{it} + \chi Z_{it} + \varepsilon_{it}.$$

Оценивались несколько спецификаций модели, содержащие различные комбинации объясняющих переменных.

Что касается применимости данного метода с точки зрения стационарности временных рядов, то следует отметить, что применительно к панельным регрессиям с фиксированными эффектами данный метод фактически оперирует с первыми разностями переменных. Поскольку, как и выше ряд из логарифмов ВВП, ряды из логарифмов ВРП и ВРП на душу населения обычно являются нестационарными с линейным трендом, то первые разности логарифмов ВВП, логарифмов ВРП и ВРП на душу населения являются уже стационарными временными рядами. Проверка стационарности первых разностей логарифма ВРП с помощью тестов Дики–Фуллера подтверждает это утверждение для почти всех субъектов федерации (за исключением пяти регионов). В то же время следует отметить, что в данном случае тест производится на выборке, содержащей всего 17 точек по времени (т.е. в

полтора раза меньше, чем в предыдущих моделях, содержащих ВВП), поэтому надежность теста Дики–Фуллера существенно меньше, чем ранее. Принимая во внимание все сказанное выше, был сделан вывод о применимости метода оценки с фиксированными эффектами.

Кроме того, для решения проблемы эндогенности оценивались модели, в которых использовались инструментальные переменные. Оценка производилась при помощи двухшагового метода наименьших квадратов (2SLS).

Искомое влияние экономического роста на бедность на региональном уровне дается коэффициентом  $\beta$ . Как и ранее, он интерпретируется следующим образом: при изменении логарифма реального ВРП или ВРП на душу населения на  $x\%$  уровень бедности изменяется на  $\left(\frac{\beta}{100}\right) \cdot x$  процентных пунктов.

Результаты оценивания влияния экономического роста на снижение уровня бедности (точнее, величины коэффициента  $\beta$ ; собственно изменение уровня бедности в процентных пунктах при экономическом росте в 1% равно деленному на 100 коэффициенту  $\beta$ ) в разных спецификациях модели приведены в следующих таблицах (во всех случаях это влияние статистически значимо по крайней мере на 1% уровне). Также (в рамках проверки робастности модели) две спецификации оценивались как модели со случайными эффектами. Как и ранее, в скобках приведены робастные стандартные ошибки.

Таблица 3. Влияние роста ВРП на душу населения на снижение регионального уровня бедности

Объясняющие переменные, помимо логарифма ВРП на душу населения	Величина коэффициента $\beta$
Безработица, доля городского населения, уровень участия в рабочей силе, коэффициент демографической нагрузки	-25.7 (2.01)

Безработица, уровень участия в рабочей силе, коэффициент демографической нагрузки	–26.1 (2.01)
Безработица, уровень участия в рабочей силе	–23.9 (1.89)
Безработица	–25.1 (2.34)
Безработица (модель со случайными эффектами)	–21.2 (2.41)
Только логарифм ВРП на душу населения	–25.2 (1.33)
Только логарифм ВРП на душу населения (модель со случайными эффектами)	–22.8 (1.34)

Источник: расчеты Счетной палаты

Таблица 4. Влияние роста ВРП (агрегированного индекса физического объема регионального ВРП) на снижение регионального уровня бедности

Объясняющие переменные, помимо логарифма ВРП	Величина коэффициента $\beta$
Безработица, доля городского населения, уровень участия в рабочей силе, коэффициент демографической нагрузки	–34.3 (2.99)
Безработица, уровень участия в рабочей силе, коэффициент демографической нагрузки	–34.6 (3.03)
Безработица, уровень участия в рабочей силе	–31.9 (2.68)
Безработица	–34.6 (3.40)
Безработица (модель со случайными эффектами)	–30.8 (2.56)
Только логарифм ВРП	–35.7 (1.72)
Только логарифм ВРП (модель со случайными эффектами)	–34.9 (1.64)

Источник: расчеты Счетной палаты

Во всех случаях влияние экономического роста на региональную бедность, оказывалось статистически сильно значимым (во всех случаях величина  $p$ -значения не превышала 0.001), при этом величина коэффициента  $\beta$  в зависимости от спецификации модели лежала в пределах от –35.7 до –30.8 для реального ВРП (точнее, для агрегированного индекса физического объема регионального ВРП), в пределах от –26.12 до –21.2 для реального ВРП на

душу населения. Для моделей, не содержащих других объясняющих переменных, кроме логарифма ВРП, коэффициент  $\beta$  равен  $-25.2$  и  $-35.7$  соответственно. Следует отметить, что оценка модели со случайными эффектами приводила к несколько меньшему значению коэффициента  $\beta$ , однако отличия лежат в пределах стандартных ошибок.

Полученные результаты означают, что при росте реального подушевого ВРП на 1% бедность в регионе снижается в среднем примерно на величину от 0.21 до 0.35 процентных пункта.

Как уже говорилось, в рамках борьбы с эндогенностью (ранее уже отмечалось, что не только экономический рост влияет на бедность, но и бедность влияет на экономический рост) были оценены модели с инструментальными переменными. В качестве инструментальной переменной, характеризующей экономический рост, как и выше, был взят логарифм агрегированного регионального индекса промышленного производства. Следует отметить, что приведенное выше обоснование возможности использования индекса промышленного производства в качестве инструментальной переменной справедливо также и для моделей с региональными данными. Более того, поскольку промышленные товары, произведенные в каком-либо регионе, чаще всего используются и продаются не только в своем регионе, но еще и в других регионах, это еще сильнее снижает корреляцию между денежными доходами населения (и уровнем бедности) и промышленным производством в данном регионе, и, как следствие, увеличивает валидность индекса промышленного производства как инструментальной переменной. Как и в случае индекса реального ВРП, индекс промышленного производства также использовался в агрегированном за предыдущие годы (начиная с 2000 года) виде.

Оценки, проведенные методом инструментальных переменных (двухшаговый метод наименьших квадратов, 2SLS), дают результаты, приведенные в следующей таблице. В скобках, как и ранее – робастные стандартные ошибки.

Таблица 5. Влияние экономического роста на снижение уровня бедности, учет эндогенности методом 2SLS

Объясняющие переменные	Величина коэффициента $\beta$
Логарифм ВРП на душу населения, безработица	-22.9 (1.71)
Логарифм ВРП на душу населения	-23.9 (1.55)
Логарифм ВРП, безработица	-29.9 (2.43)
Логарифм ВРП	-32.9 (2.14)

Источник: расчеты Счетной палаты

Сравнение результатов, приведенных в таблице 5, с результатами, приведенными в таблицах 3 и 4, показывает, что результаты оценки влияния роста ВРП и ВРП на душу населения на снижение уровня бедности, полученные методом инструментальных переменных (с использованием агрегированного индекса промышленного производства в качестве инструментальной переменной) не очень сильно отличаются от оценок, полученных обычным методом наименьших квадратов: в пересчете на степень влияния экономического роста на снижение бедности различия лежат в пределах 0.02–0.05 п.п., и эти значения лежат в пределах стандартных ошибок оценивания. Это говорит о том, что в данном случае влияние эндогенности невелико.

## Выводы

Полученные результаты оценки линейных моделей (обычных регрессионных моделей с использованием национальных данных и панельных регрессий с использованием региональных данных) свидетельствуют о том, что экономический рост в общем случае сопровождается как ростом реальных доходов населения, так и снижением уровня бедности.



Оценки, приведенные выше, показывают, что 1% экономического роста в среднем сопровождается ростом реальных доходов населения на 1.6-1.7%, а также снижением уровня бедности на величину от 0.2 до 0.35 процентных пунктов.

Что касается связи безработицы и изменения уровня бедности, то однозначного вывода о наличии статистически значимого влияния сделать нельзя, поскольку в разных спецификациях такое влияние могло быть как значимым, так и незначимым.

Далее, как отмечалось выше, сужение выборки путем исключения наблюдений, не относящихся к периоду быстрого экономического роста 2000-х годов, приводит к заметно большей связи экономического роста и снижения уровня бедности. Это может свидетельствовать о том, что такое влияние носит, вообще говоря, нелинейный характер, а также о том, что быстрый экономический рост может порождать не учитываемые в линейных моделях экстерналии, которые также влияют на снижение уровня бедности. Другим возможным объяснением может быть влияние улучшения условий торговли (в нашем случае речь идет о периоде быстрого роста цен на нефть в 2000-х годах до финансового кризиса 2008 года) на национальный доход. Такого рода эффект описан в работе U. Kohli<sup>33</sup>. Он состоит в том, что рост ВВП недооценивает рост национального дохода. Автор рассматривает улучшение условий торговли как процесс, аналогичный технологическому прогрессу, и этот процесс дополнительно увеличивает национальный доход. Подобная трактовка может объяснить существенно более высокое влияние роста ВВП на снижение уровня бедности в период высоких темпов экономического роста, о котором шла речь выше. Наличие такого эффекта является еще одной причиной для того, чтобы при определении действительной степени влияния

---

<sup>33</sup> Ulrich Kohli, «Real GDP, real domestic income, and terms-of-trade changes», 2004, *Journal of International Economics*, vol. 62, pp. 83–106.

экономического роста на снижение уровня бедности выбирать более консервативные оценки, полученные на данных за возможно больший период времени, включающий не только периоды быстрого экономического роста, но также и рецессии, и периоды слабого экономического роста.

В заключение приведем показатели экономического роста, которые необходимы для достижения Национальной цели по снижению уровня бедности вдвое, на 6.6 процентных пунктов, по отношению к 2017 году<sup>34</sup>. Эти необходимые показатели экономического роста для различных оценок величины связи экономического роста и снижения уровня бедности<sup>35</sup> (от 0.15 до 0.35 п.п. для каждого процента экономического роста) приведены в следующей таблице.

Таблица 6. Необходимый рост ВВП/ВРП при различных уровнях влияния экономического роста на уровень бедности

Снижение уровня бедности при росте ВВП/ВРП/ИПП на 1%, п.п.	Необходимый рост ВВП/ВРП/ИПП за 5 лет (2020–2024 годы), %	Необходимый среднегодовой рост ВВП/ВРП/ИПП, %
0.15	44.0	5.3
0.20	33.0	4.2
0.25	26.4	3.4
0.30	22.0	2.9
0.35	18.9	2.5

Источник: расчеты Счетной палаты

Обсудим теперь вопрос о том, как сильно снизится бедность при различных уровнях влияния экономического роста на уровень бедности (напомним, что под «влиянием» мы понимаем связь на уровне корреляций – то, на сколько

<sup>34</sup> Без учета последствий пандемии коронавируса.

<sup>35</sup> Здесь мы для краткости говорим о влиянии экономического роста на уровень бедности, однако следует подчеркнуть, что мы, оценивая такое влияние, говорим не о причинно-следственной связи, а именно о корреляциях, о том, что экономический рост сопровождается снижением уровня бедности.

сильно снизится уровень бедности при 1% экономическом росте, или величину соответствующих коэффициентов в рассмотренных регрессиях) в рамках различных сценариев экономического роста.

Сначала в качестве примера мы рассмотрим два сценария 2019 года: Министерства экономического развития<sup>36</sup>, а также Всемирного банка<sup>37</sup> (прогноз Всемирного банка от 4.12.2019 имеется только до 2021 года включительно; на период 2022-2024 годов мы предположим инерционный сценарий – сохранение прогноза на 2021 год; оба прогноза в настоящее время он уже не актуальны из-за последствий пандемии коронавируса, однако для полноты изложения они также были рассмотрены). Эти прогнозы приведены в следующей таблице.

Таблица 7. Прогнозы роста ВВП России на период до 2024 года

	2019	2020	2021	2022	2023	2024
Минэкономразвития	1.3	1.7	3.1	3.2	3.3	3.3
Всемирный Банк	1.3	1.6	1.8	1.8*	1.8*	1.8*

Источник: Минэкономразвития, Всемирный банк

Эти сценарии экономического роста приведут к следующим величинам уровня бедности (для 2019 года указан реальный уровень бедности, согласно данным Росстата).

---

<sup>36</sup> Прогноз социально-экономического развития РФ на период до 2024 г. // Министерство экономического развития РФ от 30 сентября 2019, [https://www.economy.gov.ru/material/directions/makroec/prognozy\\_socialno\\_ekonomicheskogo\\_razvitiya/prognoz\\_socialno\\_ekonomicheskogo\\_razvitiya\\_rf\\_na\\_period\\_do\\_2024\\_goda.html](https://www.economy.gov.ru/material/directions/makroec/prognozy_socialno_ekonomicheskogo_razvitiya/prognoz_socialno_ekonomicheskogo_razvitiya_rf_na_period_do_2024_goda.html)

<sup>37</sup> 42-й выпуск Доклада об экономике России. От 4.12.2019, <https://www.vsemirnyjbank.org/ru/country/russia/publication/rer>

Таблица 8. Прогнозы уровня бедности на период до 2024 года при различных сценариях из таблицы 7 (%)

Сценарий	Уровень влияния 1% роста ВВП на бедность, п.п.	2019	2020	2021	2022	2023	2024
Минэкономразвития	0.15	12.30	12.05	11.58	11.10	10.61	10.11
Всемирный Банк		12.30	12.06	11.78	11.31	10.83	10.34
Минэкономразвития	0.2	12.30	11.96	11.34	10.70	10.04	9.38
Всемирный Банк		12.30	11.98	11.60	10.98	10.34	9.68
Минэкономразвития	0.25	12.30	11.88	11.10	10.30	9.48	8.65
Всемирный Банк		12.30	11.90	11.43	10.65	9.85	9.03
Минэкономразвития	0.3	12.30	11.79	10.86	9.90	8.91	7.92
Всемирный Банк		12.30	11.82	11.25	10.32	9.36	8.37
Минэкономразвития	0.35	12.30	11.71	10.62	9.50	8.35	7.19
Всемирный Банк		12.30	11.74	11.08	9.99	8.87	7.72

Источник: Расчеты Счетной Палаты

Как уже было сказано, данные прогнозы в настоящее время неактуальны из-за последствий пандемии коронавируса, однако из таблицы 8 видно, что даже в отсутствие пандемии при реализации указанных прогнозов целевой показатель уровня бедности к концу 2024 года не достигается.

Теперь следует учесть последствия пандемии коронавируса. Мы рассмотрим два сценария, представленных Министерством экономического развития Российской Федерации – для базового и консервативного сценариев на период 2020-2023 годов<sup>38</sup>. На 2024 год прогноз отсутствует, однако можно

<sup>38</sup> Сценарные условия, основные параметры прогноза социально-экономического развития Российской Федерации и прогнозируемые изменения цен (тарифов) на товары, услуги хозяйствующих субъектов, осуществляющих регулируемые

рассмотреть инерционный сценарий, при котором рост ВВП на 2024 год будет равен прогнозному значению на 2023 год. Прогнозы от Всемирного банка<sup>39</sup> и от МВФ<sup>40</sup> представлены только на 2020 и 2021 годы. Следует отметить, что в отличие от прогнозов Министерства экономического развития, прогнозы от Всемирного банка и МВФ нецелесообразно продолжать до 2024 года в рамках инерционного сценария. Дело в том, что в текущем, 2020 году после эпидемии коронавируса ожидается значительное падение ВВП (от 5 до 7.5% по разным прогнозам – см. таблицу 9). В следующем же году ожидается восстановительный рост экономики, при этом после восстановления экономики темпы роста ВВП будут заметно ниже, чем в процессе восстановления. По этой причине нет оснований предполагать, что после 2021 года темпы роста ВВП будут такими же, как в 2021 году. Также следует отметить, что для 2019 года приведено актуальное значение роста ВВП<sup>41</sup>.

Таблица 9. Прогнозы роста ВВП России на период до 2024 года (%)

	2019	2020	2021	2022	2023	2024
Минэкономразвития, базовый сценарий	1.3	–5	3.2	2.9	3.1	3.1
Минэкономразвития, консервативный сценарий	1.3	–7.5	2.2	2	2.3	2.3
Всемирный Банк	1.3	–6.0	2.7	–	–	–
Международный валютный фонд	1.3	–6.6	4.1	–	–	–

Источник: Минэкономразвития, Всемирный банк, Международный валютный фонд

виды деятельности в инфраструктурном секторе, на 2021 год и на плановый период 2022 и 2023 годов / Письмо Министерства экономического развития Российской Федерации от 02.06.2020 № Д03и-17213 «О сценарных условиях функционирования экономики и основных параметрах прогноза социально-экономического развития Российской Федерации на среднесрочный период».

<sup>39</sup> Всемирный банк, Перспективы мировой экономики, Европа и Центральная Азия, <https://www.vsemirnyjbank.org/ru/publication/global-economic-prospects>

<sup>40</sup> IMF World Economic Outlook Update, June 2020, <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2020/06/24/WEOUpdateJune2020>

<sup>41</sup> Росстат, <https://showdata.gks.ru/report/277382/>

Эти сценарии экономического роста при прочих равных будут в среднем сопровождаться снижением уровня бедности, величина этого снижения приведена в следующей таблице (предполагается, что величина снижения уровня бедности при 1% росте ВВП – «уровень влияния» в следующей таблице – будет на том же уровне, который наблюдался в предыдущие годы и который был получен при проведении описанных выше расчетов).

Таблица 10. Прогнозы уровня бедности на период до 2024 года при различных сценариях (%)

Сценарий	Уровень влияния 1% роста ВВП на бедность, п.п.	2019	2020	2021	2022	2023	2024
		Минэкономразвития, базовый сценарий	12.30	13.05	12.57	12.14	11.67
Минэкономразвития, консервативный сценарий	0.15	12.30	13.43	12.72	12.27	11.79	11.33
Всемирный Банк		12.30	13.14	12.76	–	–	–
Международный валютный фонд		12.30	13.22	12.57	–	–	–
Минэкономразвития, базовый сценарий		12.30	13.30	12.66	12.08	11.46	10.84
Минэкономразвития, консервативный сценарий	0.2	12.30	13.80	12.86	12.26	11.62	11.00
Всемирный Банк		12.30	13.50	12.96	–	–	–
Международный валютный фонд		12.30	13.62	12.68	–	–	–

Минэкономразвития, базовый сценарий	0.25	12.30	13.55	12.75	12.03	11.25	10.48
Минэкономразвития, консервативный сценарий		12.30	14.18	13.00	12.25	11.45	10.68
Всемирный Банк		12.30	13.80	13.13	–	–	–
Международный валютный фонд		12.30	13.95	12.78	–	–	–
Минэкономразвития, базовый сценарий	0.3	12.30	13.80	12.84	11.97	11.04	10.11
Минэкономразвития, консервативный сценарий		12.30	14.55	13.14	12.24	11.28	10.35
Всемирный Банк		12.30	14.10	13.29	–	–	–
Международный валютный фонд		12.30	14.28	12.87	–	–	–
Минэкономразвития, базовый сценарий	0.35	12.30	14.05	12.93	11.92	10.83	9.75
Минэкономразвития, консервативный сценарий		12.30	14.93	13.28	12.23	11.11	10.03
Всемирный Банк		12.30	14.40	13.46	–	–	–
Международный валютный фонд		12.30	14.61	12.97	–	–	–

Источник: Расчеты Счетной Палаты

Из приведенной таблицы видно, что ни в одном из рассматриваемых сценариев экономического роста от Минэкономразвития, от Всемирного банка и Международного валютного фонда даже при самом оптимистичном варианте взаимосвязи экономического роста и снижения уровня бедности целевые показатели снижения бедности к 2024 году не будут достигнуты, причем пандемия коронавируса приведет к тому, что уровни бедности к концу

2024 года окажутся заметно выше, чем в таблице 8, где прогнозы не учитывали последствий пандемии коронавируса.

Таким образом, для достижения целевого показателя уровня бедности к концу 2024 года необходима реализация дополнительных адресных мер социальной поддержки, направленных на вывод наиболее малоимущих слоев населения из состояния монетарной бедности.

Реализация адресных мер социальной поддержки предусмотрена в рамках проведения целого набора мероприятий, объединенных в Национальные проекты, Федеральные проекты и различные государственные программы. Оценка влияния этих мероприятий производится в рамках проводимого в настоящее время анализа мер государственной политики и их влияния на достижение Национальной цели по уменьшению бедности.