



Банк России



# Региональная конвергенция в России: подход на основе географически взвешенной регрессии

Серия докладов об экономических исследованиях

№ 98 / июнь 2022

Д. Мамонтов, Е. Островская

## ОГЛАВЛЕНИЕ

РЕЗЮМЕ .....	3
ВВЕДЕНИЕ .....	4
1. ОБЗОР СУЩЕСТВУЮЩИХ ИССЛЕДОВАНИЙ.....	5
2. МЕТОДОЛОГИЯ И ДАННЫЕ.....	9
3. АНАЛИЗ БЕЗУСЛОВНОЙ КОНВЕРГЕНЦИИ В РОССИИ.....	16
4. АНАЛИЗ УСЛОВНОЙ КОНВЕРГЕНЦИИ В РОССИИ.....	25
5. ВЫВОДЫ .....	33
СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ.....	36

### **Денис Мамонтов**

Банк России, Отделение по Саратовской области Волго-Вятского главного управления

Е-mail: [mamontovds@cbr.ru](mailto:mamontovds@cbr.ru)

### **Елена Островская**

Банк России, Отделение по Саратовской области Волго-Вятского главного управления

Е-mail: [ostrovskayaea@cbr.ru](mailto:ostrovskayaea@cbr.ru)

Серия докладов Банка России проходит процедуру анонимного рецензирования со стороны членов Консультативного исследовательского совета Банка России и внешних рецензентов.

Авторы благодарны за обсуждение результатов на научно-исследовательском семинаре, прошедшем в Банке России в феврале 2022 года.

Все права защищены. Содержание настоящего доклада отражает личную позицию авторов и может не совпадать с официальной позицией Банка России. Банк России не несет ответственности за содержание доклада. Любое воспроизведение представленных материалов допускается только с разрешения авторов.

Фото на обложке: Shutterstock/FOTODOM

107016, Москва, ул. Неглинная, 12

+7 499 300-30-00, +7 495 621-64-65 (факс)

Официальный сайт Банка России: [www.cbr.ru](http://www.cbr.ru)

© **Центральный банк Российской Федерации, 2022**

## РЕЗЮМЕ

Цель исследования – проверка гипотезы о наличии взаимосвязи между темпом роста душевого валового регионального продукта (ВРП) и его начальным уровнем ( $\beta$ -конвергенции). Из-за значительной пространственной гетерогенности параметров в качестве инструмента анализа была выбрана географически взвешенная регрессия (GWR). В качестве весов использовались матрицы расстояний, торговых и миграционных потоков между регионами. Для определения оптимального числа соседей (ширины пропускания) использовались критерии Акаике (AIC) и кросс-валидации (CV).

Очевидна целесообразность разбиения российских регионов на западные и восточные. Показано наличие безусловной  $\beta$ -конвергенции и  $\sigma$ -конвергенции в западных регионах. Оценка моделей условной  $\beta$ -конвергенции свидетельствует, что в регионах с высокой долей госсектора конвергенция происходит медленнее. Использование матриц торговых и миграционных потоков вместо матрицы расстояний позволило повысить определенность результатов, однако темпы конвергенции регионов невелики.

**Ключевые слова:** конвергенция, регионы, экономический рост, пространственный анализ, географически взвешенная регрессия.

**JEL-классификация:** C21, D63, O11.

## ВВЕДЕНИЕ

С середины XX века с развитием процессов глобализации и взаимной интеграции на уровне государств существенно возросла актуальность вопросов, связанных с различиями в темпах экономического роста отдельных регионов мира. Область изучения факторов экономического роста довольно обширна по причине множества различных источников влияния на данный показатель. В последнее время с развитием новой экономической географии все чаще появляются исследования, связывающие экономический рост с местоположением регионов.

Оценка процессов региональной конвергенции темпов экономического и социального развития особенно актуальна для стран с большим количеством разнородных административно-территориальных единиц, к которым относится и Российская Федерация. При этом особый интерес вызывает анализ влияния связей между регионами на их сближение по темпам экономического роста. При этом подразумевается не только географическое расстояние, но и другие показатели – например, интенсивность торговых и миграционных потоков.

Значительная дифференциация российских регионов по уровню благосостояния привлекает внимание большого количества экономистов для исследования динамики межрегионального неравенства. Анализ процессов сближения темпов экономического роста регионов в контексте федеративного государства, выявление факторов, способствующих конвергенции траекторий роста регионов, имеют большое значение для определения приоритетов региональной экономической политики государства, уточнения параметров необходимого выравнивания региональных различий инструментами бюджетной политики.

В работе исследуются данные субъектов Российской Федерации для оценивания абсолютной и условной конвергенции по темпам экономического роста. При построении моделей учитывается несколько мер близости регионов: матрица расстояний, матрицы миграционных и торговых потоков. Целью настоящей работы является проверка гипотезы о существенной региональной вариативности конвергенции в России: предполагается, что изменение метода учета пространственного фактора (применение различных матриц) позволит снизить неоднородность получаемых результатов. Кроме того, в процессе исследования обнаружилось факторы, влияющие на темпы сходимости экономического роста регионов к своим устойчивым траекториям.

Доклад построен следующим образом. Первая глава посвящена обзору работ, в которых рассмотрен процесс конвергенции, в том числе в российских регионах. Вторая глава содержит обоснование выбора опорной модели и методики описания используемых данных.

Первичный анализ дифференциации регионов и процесса их безусловной конвергенции представлен в третьей главе. Содержание четвертой – описание условной  $\beta$ -конвергенции и  $\sigma$ -конвергенции, а также проверка робастности полученных оценок. В заключительной части приведен анализ результатов исследования.

## 1. ОБЗОР СУЩЕСТВУЮЩИХ ИССЛЕДОВАНИЙ

Проблемы экономического роста впервые были описаны в работе (Solow, 1956), где затрагиваются вопросы развития экономик в разных странах мира, исследуются факторы, определяющие экономический рост, и формулируется понятие конвергенции – стремления стран к единой траектории устойчивого роста.

Согласно модели Солоу существуют три причины эффекта конвергенции:

1. Движение экономик стран происходит по траекториям сбалансированного роста, то есть разница в выпуске на одного работника существует только из-за различия в положении стран относительно траектории сбалансированного роста. Таким образом, более «производительные» бедные страны догоняют менее «производительные» богатые страны.
2. В странах с более высокой капиталовооруженностью предельная отдача от капитала ниже, в результате переток капитала из богатых стран в бедные приводит к сокращению разрыва в доходах между странами.
3. Из-за распределения технологий во времени возникающие различия в доходах между странами начинают сокращаться, после того как бедные страны получают к ним доступ.

Однако основополагающая модель Солоу не учитывает территориальный фактор. Роль географии в неоднородности экономического развития отдельных территорий была рассмотрена в концепции новой экономической географии (Krugman, 1991). В соответствии с ней пространственная неоднородность развития государств и отдельных регионов внутри стран связана с неодинаковым распределением основных ресурсов экономики – капитала, трудовых ресурсов, в более широком понятии включающих в себя и уровень квалификации рабочей силы, а также технологий, используемых в производстве. Кроме того, согласно указанной теории на уровень развития региона влияют его географическое положение и окружающие регионы-соседи. Экономическая динамика региона тесно связана с окружением и положением в пространстве. Так, например, если сравнительно бедный регион граничит с бедными регионами, он наверняка останется на той же траектории экономического роста,

но соседство с более богатыми регионами даст ему толчок к более высокому уровню развития. Помимо физического и человеческого капитала, новая экономическая география учитывает влияние на темпы экономического роста агломерационного эффекта, институциональной среды и внешних эффектов. К последним можно отнести взаимосвязь организаций, переток интеллектуальных и физических ресурсов, рыночные эффекты.

Сегодня существует множество исследований, рассматривающих конвергенцию как на глобальном, так и на межрегиональном уровне. В базовой работе (Barro, Sala-i-Martin, 1991) определяются две концепции конвергенции.

**Абсолютная, или  $\beta$ -конвергенция**, означает, что бедные регионы склонны расти более быстрыми темпами, чем богатые, то есть в ближайшее время разрывы между регионами по изучаемым показателям сократятся. Исследование  $\beta$ -конвергенции основывается на количественных оценках и сводится к проверке характера зависимости (прямой или обратной) между темпом роста душевого дохода и его начальным уровнем.

При сходимости в смысле  **$\sigma$ -конвергенции (относительной)** подразумевается, что межрегиональная дисперсия (коэффициент Джини или прочие характеризующие вариацию величины) рассматриваемых показателей со временем снижается. Исходя из неоклассической теории роста Barro и Sala-i-Martin предложили следующую эконометрическую модель:

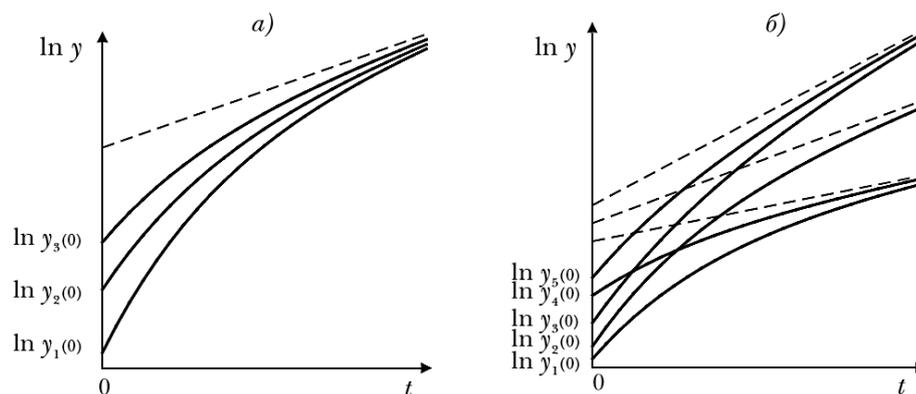
$$\frac{1}{T} \log \frac{y_{it}}{y_{i,t-T}} = \alpha + [\log y_{i,t-T}] \left[ \frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right] + u_{it},$$

где  $T$  – длина рассматриваемого интервала;

$y_{it}$  – ВРП или среднее значение доходов на душу населения для региона  $i$  в момент времени  $t$ .

Представленное уравнение является моделью безусловной (абсолютной) конвергенции, где  $\beta$  – параметр сходимости или конвергенции. Если параметр принимает отрицательное значение, это значит, что регионы с первоначально более низкими доходами растут быстрее богатых регионов, то есть наблюдается сходимость. Если же  $\beta > 0$ , перед нами расхождение траекторий. Модель условной конвергенции строится путем введения в вышеуказанную формулу других объясняющих переменных. Она предполагает, что траектории сбалансированного роста для каждого из регионов различны (рис. 1), то есть каждая экономика сходится к своей собственной траектории равновесного роста, поэтому условная конвергенция не означает снижения межрегиональной дифференциации.

Рисунок 1. Безусловная (а) и условная (б) сходимости



*Примечание.* Пунктиром обозначены траектории равновесного роста.

*Источник:* Глуценко, 2012.

В работе (Глуценко, 2012) объясняются различия между понятиями «сходимость» и «конвергенция». Автор отмечает, что из  $\sigma$ -конвергенции следует  $\beta$ -сходимость, при этом обратное утверждение неверно. Сходимость – процесс, когда бедные регионы растут быстрее, чем богатые. Конвергенция – снижение межрегиональной дифференциации. Следовательно, сходимость не означает конвергенцию, так как некоторые из регионов могут расти быстрее своей теоретической траектории, а следовательно, опережать другие регионы, а часть, наоборот, отставать.

Согласно работе (Глуценко, 2010а) не существует универсального набора дополнительных переменных для включения их в модель условной конвергенции. Он варьируется в разных работах и остается на усмотрение автора. Как правило, наиболее часто встречаются показатели, характеризующие структуру экономики и экономический потенциал региона (инвестиции в основные фонды, иностранные инвестиции, расходы бюджета), уровень технологий (количество студентов, аспирантов или выданных патентов), отдельные аспекты структуры ВРП – например, доля госсектора.

В работах, посвященных анализу региональной конвергенции (как в России, так и в зарубежных странах), авторы проверяют ее наличие не только по уровню доходов, но и по валовому региональному продукту (Ledyeva, Linden, 2008), заработной плате или безработице (Вакуленко, 2013) и по другим показателям (Толмачев, 2012).

В работе (Глуценко, 2010а) представлен обширный обзор отечественных и зарубежных работ, посвященных эмпирическому анализу межрегионального неравенства по доходам в России.

Как отмечается в работе (Глуценко, 2010b), при анализе конвергенции эконометрические модели должны в явном виде учитывать взаимодействие регионов друг с другом, что

связано прежде всего с открытостью региональных экономик. При этом учитывать такое взаимодействие можно по-разному. Например, в работах (Ostbye, Westerlund, 2007; Вакуленко, 2013) в модель включены показатели миграции. Другим подходом является учет географического положения региона. Так, в исследованиях (Carluer, Sharipova, 2004; Solanko, 2003) положение региона учитывалось путем включения в модель расстояния от Москвы.

Еще одним способом учета взаимодействия регионов являются модели пространственной эконометрики (LeSage, Pace, 2010). В работах (Балаш, 2012; Коломак, 2009; Buccellato, 2007; Иванова, 2014) показано, что включение пространственной компоненты в модель является обоснованным. Традиционно при таком подходе близость регионов описывается с помощью матрицы соседства, расстояний или их всевозможными модификациями. Однако есть и другие подходы к определению весов. Так, в работе (Balash et al., 2020) авторы в дополнение к матрице расстояний используют весовую матрицу, которая характеризует близость субъектов, исходя из производственной специализации региона.

Несмотря на проработанность вопроса, единого мнения о наличии или отсутствии конвергенции в России нет. Более того, даже в рамках одной работы могут наблюдаться диаметрально противоположные результаты. В исследовании (Kholodilin et al., 2009) авторы разбивают регионы на несколько групп и обнаруживают, что в части из них конвергенция отсутствует, а в тех, где она есть, скорость сходимости различна. В работе (Гичиев, 2018), где производится деление регионов на несколько групп, также подтверждается вариативность скоростей догоняющего развития в разных группах. Таким образом, помимо пространственного положения регионов стоит учитывать тот факт, что регионы могут стремиться к своим устойчивым состояниям с разной скоростью. Это подтверждает работа (Eckey et al., 2005), где авторы демонстрируют, что для регионов Германии скорость сходимости варьируется в зависимости от территории.

## 2. МЕТОДОЛОГИЯ И ДАННЫЕ

Существуют различные подходы для учета пространственных эффектов в эконометрических моделях. При использовании модели временных рядов предполагается, что конвергенция между двумя субъектами будет наблюдаться, если разность наблюдаемых рядов будет стационарной, то есть ряды будут коинтегрированными. Со временем неравенство между двумя регионами не исчезнет полностью, а зафиксируется в какой-либо точке. В некоторых работах обосновывается достаточность стационарности исходных рядов для наличия конвергенции. Например, (Quah D., 1996) определил понятие стохастической конвергенции. Согласно упомянутой теории, если для двух субъектов изменение различий в уровне доходов на душу населения представляет собой стационарный процесс с нулевым средним значением, гипотеза о наличии стохастической конвергенции подтверждается. Недостатком этого подхода является способность идентификации конвергенции только между двумя субъектами, то есть для некоторой выборки из  $n$  регионов нужно будет оценить  $C_n^2$  коинтегрированных уравнений. Панельный подход позволяет улучшить качество получаемых результатов за счет резкого роста числа наблюдений или введения временного фактора в модель. Несомненным преимуществом панельного подхода является акцентирование индивидуальных особенностей регионов, что значительно увеличивает качество получаемых оценок скорости конвергенции. Недостатком подхода является смещенность оценок в сторону завышения скорости конвергенции. Причина кроется во влиянии краткосрочных колебаний, в то время как сама конвергенция является долгосрочным процессом. Существующие методы устранения этого недостатка не применимы для данных Российской Федерации, поскольку необходимы длинные временные ряды.

Модели пространственной авторегрессии широко используются в практике эконометрических исследований. К примеру, выборка может быть разбита на группы по признаку местоположения объекта в рамках рассматриваемой географии, а модель – расширена при помощи фиктивных переменных. Анализ временных рядов за счет адаптивных методов допускает непрерывную трансформацию коэффициентов во времени. В случае моделей с постоянными коэффициентами полагают, что для всех объектов изучаемой совокупности верна одна и та же «глобальная» модель. Условием применения этих моделей является территориальная однородность изучаемой совокупности, то есть постоянство коэффициентов во всех рассматриваемых подобластях.

Альтернативный подход – географически взвешенная регрессия (GWR) (Brunsdon et al., 1996). Она представляет собой построение отдельной модели для каждого объекта на основании подвыборки близлежащих наблюдений. Основное отличие этой модели от пространственных в том, что GWR допускает гетерогенность коэффициентов при регрессорах.

С одной стороны, так несколько снижается общность выводов. С другой – в случае существенной неоднородности в выборке наблюдаемых объектов подобная модель подходит лучше и демонстрирует более высокое качество подгонки данных. Другим преимуществом является простота расчетной процедуры и интерпретируемости результатов. Учитывая существенные различия в экономических характеристиках российских регионов (см. главу 3 «Анализ безусловной конвергенции в России») и вышеприведенные аргументы, географически взвешенная регрессия представляется наиболее предпочтительным методом моделирования.

Подход заключается в построении отдельной модели для каждого объекта на основе подвыборки близлежащих наблюдений:

$$y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i,$$

где индекс  $i$  отражает зависимость каждого компонента модели от пары  $(u_i, v_i)$ , представляющей координаты точки (местоположение);

$y_i$  – зависимая переменная;

$X_i$  – вектор регрессоров;

$\beta_i$  – вектор подлежащих оценке коэффициентов;

$\varepsilon_i$  – случайная ошибка.

Оценка вектора неизвестных коэффициентов может быть рассчитана с помощью взвешенного метода наименьших квадратов по формуле:

$$\widehat{\beta}_i = (X' W_i X)^{-1} X' W_i y,$$

где  $y$  – вектор значений независимой переменной;

$X$  – матрица регрессоров;

$W_i$  – диагональная матрица весовых коэффициентов.

Фактически гетерогенность коэффициентов от региона к региону достигается за счет использования различных взвешивающих матриц  $W_i$  для каждого субъекта, которые в свою очередь связаны функциональной зависимостью с пространственным положением регионов. В классическом понимании пространственное положение регионов характеризуется расстоянием:

$$W_i = \phi(D), \quad D = (d_{ij})_{1,1}^{n,n},$$

где  $d_{ij}$  – расстояние между объектами.

В данной работе используются три различные меры близости регионов: расстояние, торговые и миграционные потоки. В первом случае за расстояние между двумя субъектами принят кратчайший путь между двумя точками на эллипсоиде (между географическими координатами региональных центров)<sup>1</sup>. При построении матрицы по торговым и миграционным потокам используется один и тот же подход. На первом этапе значения для каждой пары регионов суммируются по всем годам для формирования более устойчивых связей между субъектами. Затем рассчитывается относительный миграционный поток как среднее отношений миграционного потока к населению в регионе выбытия и к населению в регионе прибытия:

$$M_{ij}^i = \sum_{t=2011}^{2017} \frac{M_{ijt}}{P_{it}}, \quad M_{ij}^j = \sum_{t=2011}^{2017} \frac{M_{ijt}}{P_{jt}},$$

где  $M_{ijt}$  – миграционный поток из региона  $i$  в регион  $j$  в году  $t$ ;

$P_{it}$  и  $P_{jt}$  – население в регионе  $i$  и в регионе  $j$  в году  $t$ .

На втором этапе каждое полученное значение обращалось так, что, если из одного региона в другой наблюдался значительный по величине товарный или миграционный поток, расстояние от первого региона до второго становилось меньше:

$$M'_{ij} = \frac{M_{ij}^i + M_{ij}^j}{2}.$$

Относительный миграционный поток рассчитывался для нивелирования масштабов регионов донора и реципиента. Аналогичным способом рассчитывался торговый поток.

Стоит сделать оговорку, что, несмотря на суммирование значений потоков (миграционных за семь лет, а торговых – за восемь), имелись пары регионов с нулевыми значениями. В матрице миграции таких пар регионов было 17 (около 0,3% всех наблюдений), а в матрице торговли – 732 (11,7%). Чтобы избежать неопределенности, нули заменялись значением 0,1 (например, Flowerden, Aitkin, 1982).

Рассмотрение в работе нескольких мер близости регионов продиктовано следующим соображением. При использовании матрицы расстояний более близкие регионы оказывают друг на друга более сильное влияние, чем отдаленные. При этом за счет симметричности матрицы расстояний влияние одинаковое в обе стороны. Применение матрицы торговых или миграционных потоков позволяет ослабить это условие, поскольку соответствующие матрицы уже не являются симметричными. В такой ситуации регионы – нетто-экспортеры

<sup>1</sup> При использовании матрицы расстояний по железным дорогам пришлось бы исключить из рассмотрения пять субъектов Российской Федерации, с центрами которых отсутствует железнодорожное сообщение. Это привело бы к существенному смещению оценок, особенно для кластера «Восток». Кроме того, нарушилась бы сопоставимость с результатами расчетов по матрицам торговых и миграционных потоков, где подобные регионы присутствуют.

оказывают на своих соседей по торговле более сильное влияние, чем регионы – нетто-импортеры.

Заметим, что при использовании описанных выше матриц географическое расстояние по-прежнему играет важную роль. При моделировании миграционных или торговых потоков часто прибегают к так называемым гравитационным моделям (Lee, 1966). Во многих работах было показано, что межрегиональная торговля (Мишура, 2012) и миграция (Andrienko, Guriev, 2004) имеют статистически значимую отрицательную зависимость от расстояния между субъектами.

При построении географически взвешенной регрессии часто предполагается, что коэффициенты при регрессорах у соседних объектов отличаются меньше, чем у более отдаленных. Для реализации этой предпосылки в качестве функциональной зависимости  $\varphi(\cdot)$  используется некоторое ядро. Широкое распространение при этом получило ядро Гаусса:

$$w_{ij} = \exp \left[ -\frac{\alpha}{2} \left( \frac{d_{ij}}{b} \right)^2 \right],$$

где  $b$  – параметр, задающий полосу пропускания;

$\alpha$  – коэффициент масштаба;

$d_{ij}$  – расстояние между объектами.

При таком задании в местоположении  $i$  вес равен единице и при удалении от объекта быстро уменьшается.

Если моделируемые объекты расположены в пространстве равномерно, использование ядер с постоянной полосой пропускания дает приемлемые результаты. Однако часто на практике объекты расположены неравномерно, что требует использования адаптивных ядер и настройки соответствующих гиперпараметров. Например, ширину полосы пропускания можно определить как расстояние до  $k$ -го соседа. Пусть  $k_i$  – множество  $k$  ближайших соседей для  $i$ -го объекта, тогда:

$$w_{ij} = \begin{cases} \left( 1 - \left( \frac{d_{ij}}{\max_{j \in k_i} d_{ij}} \right)^2 \right)^2, & \text{если } j \in k_i, \\ 0, & \text{иначе.} \end{cases}$$

Оптимальное число ближайших соседей  $k$  в этом случае можно определить с помощью итеративной процедуры, сравнивая качество моделей для разных значений параметра. Модель GWR с такой процедурой для российских условий представляется более перспективной, чем пространственная модель с матрицей расстояния с порогом (учитывающая только соседей в радиусе, например, 500 км).

Определение параметров весовой функции играет важную роль, поскольку оценки коэффициентов регрессии варьируются в зависимости от значений параметров. При довольно широкой полосе пропускания оценки коэффициентов будут близки к оценкам классической регрессионной модели, то есть все локальные особенности не будут учтены. В целом оптимальные параметры весовой функции могут быть получены с помощью метода перекрестной проверки (leave-one-out cross-validation):

$$CV(k) = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_{\neq i}(k))^2 \rightarrow \min_k,$$

где  $\hat{y}_{\neq i}(k)$  – прогнозное значение в точке  $i$ , при расчете которого данная точка исключается из рассмотрения.

Оптимальное значение  $k$  выбирается исходя из минимизации значения функционала  $CV(k)$ .

Выше отмечалось, что регионы Российской Федерации достаточно разнородны по экономическим показателям. Тест на глобальную пространственную нестационарность (Brunsdon et al., 1999) показывает, что GWR-модель более предпочтительна по сравнению с классической линейной регрессионной моделью (LR), оцененной методом наименьших квадратов. В данном тесте на основе остатков классической LR- и GWR-моделей с помощью F-статистики проверяется гипотеза о постоянстве регрессионных коэффициентов.

После подбора всех необходимых параметров, как и в случае классической LR, можно проверять гипотезы о статистической значимости коэффициентов регрессии. Делается это с помощью классического  $t$ -теста:

$$t = \frac{\hat{\beta}_k(i)}{\sqrt{\text{Var}(\hat{\beta}_k(i))}},$$

где  $\hat{\beta}_k(i)$  – оценка  $k$ -го регрессионного коэффициента в местоположении  $i$ ;

$\text{Var}(\hat{\beta}_k(i))$  – оценка дисперсии данного коэффициента, которая является  $k$ -ым диагональным элементом матрицы  $\hat{\sigma}^2 CC'$ .

При этом:

$$C = (X' W_i X)^{-1} X' W_i,$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - 2\text{tr}(S) + \text{tr}(S' S)}, \quad S = \begin{bmatrix} X_1(X' W_1 X)^{-1} X' W_1 \\ \vdots \\ X_n(X' W_n X)^{-1} X' W_n \end{bmatrix},$$

где  $X_i$  –  $i$ -я строка матрицы  $X$ ;

$\text{tr}(S)$  – след матрицы  $S$ .

Теоретической основой для модели выбраны модели безусловной (1) и условной (2)  $\beta$ -конвергенции, использованные в работе (Barro, Sala-i-Martin, 1991). В качестве основной эконометрической модели выбрана модель географически взвешенной регрессии с гауссовым ядром и адаптивной полосой пропускания, которая соответствует расстоянию до  $k$ -го ближайшего соседа.

$$g_i = \alpha_i + \beta_i y_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

В модели выше:  $g_i$  – средний темп роста ВВП за  $T$  лет, рассчитываемый по формуле:

$$g_i = \frac{\ln Y_{i,T} - \ln Y_{i,0}}{T},$$

где  $Y_{i,0}$  – реальный ВВП на душу населения в базовом году  $t$ ;

$Y_{i,T}$  – реальный ВВП на душу населения в году  $T$ ;

$y_i$  – логарифм реального ВВП на душу населения в базовом году  $t$ ;

$\alpha_i$  и  $\beta_i$  – параметры, подлежащие оценке;

$\varepsilon_i$  – случайная ошибка.

После оценки модели (1) можно рассчитать несколько величин, характеризующих конвергенцию в каждом регионе:

$$\lambda_i = -\frac{\ln(1 + \beta_i T)}{T},$$

$$t_i = \frac{\ln 2}{\lambda_i},$$

где  $\lambda_i$  – скорость конвергенции;

$t_i$  – время, необходимое для преодоления половины пути до устойчивого состояния.

Модель условной конвергенции (2) отличается от модели (1) наличием ряда переменных, обуславливающих неоднородность региональных экономик:

$$g_i = \alpha_i + \beta_i y_i + \gamma_i X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

где  $X_i$  – матрица переменных для региона  $i$  в базовом году;

$\gamma_i$  – вектор оцениваемых переменных.

В анализе использовались данные по 80 из 85 субъектов Российской Федерации. Республика Крым и город федерального значения Севастополь исключены из рассмотрения в связи с малым количеством лет наблюдений; Ненецкий автономный округ включен в состав Архангельской области; Ханты-Мансийский автономный округ – Югра и Ямало-Ненецкий автономный округ включены в состав Тюменской области.

Исследование проводилось на базе данных Федеральной службы государственной статистики. В качестве основного параметра используется годовой показатель валового ре-

гионального продукта на душу населения за период с 2005 по 2018 год. Валовой региональный продукт приведен к ценам 2005 г. с привлечением индекса-дефлятора валового регионального продукта.

В модель условной конвергенции дополнительно включены следующие переменные за 2005 г.: стоимость основных фондов по остаточной балансовой стоимости на душу населения, уровень занятости, внутренние текущие затраты на исследования и разработки на душу населения, доля государственного сектора в ВРП (сумма долей секторов «Образование», «Здравоохранение» и «Государственное управление» в ВРП). Значения всех показателей прологарифмированы.

Также в модель условной конвергенции включена средневзвешенная ставка по кредитам юридическим лицам на срок более года. Источник данных – формы отчетности 0409128 и 0409129, предоставляемые кредитными организациями в Банк России. Ставка взвешивалась по ежемесячным объемам выдачи указанных кредитов за период с декабря 2005 по декабрь 2018 г. (более ранняя информация не найдена), показатель также прологарифмирован. Стоит отметить, что в формы отчетности 0409128 и 0409129 включаются только региональные банки. Таким образом, в некоторые периоды в отдельных регионах данных нет в связи с отсутствием региональных банков. Ввиду отсутствия показателей по Московской области для нее использовались ставки по Москве.

Показатели по торговым и миграционным потокам представлены в виде матриц смежности за период с 2009 по 2016 г. и с 2011 по 2017 г. соответственно. В связи с тем, что данные в работе взяты за разные периоды, объясняющие переменные, включаемые в уравнение модели, не вносят эндогенности (о роли лагированных регрессоров в борьбе с эндогенностью см. например (Андриенко, Гуриев, 2006).

В матрице миграционных потоков на пересечении строки и столбца указано количество мигрантов, переехавших из одного региона в другой, а в матрице торговых потоков – количество товаров и услуг (в стоимостном выражении), перевезенных из одного региона в другой. Сведения о межрегиональной миграции рассматривались только с 2011 г. из-за кардинальной смены статистического учета внутренних мигрантов в России. Ранее учитывались граждане, зарегистрированные по месту пребывания на срок свыше 12 месяцев, тогда как с 2011 г. достаточным периодом нахождения мигранта на территории прибытия был срок уже от 9 месяцев<sup>2</sup>.

Данные по торговым потокам получены от Федеральной службы государственной статистики на основании формы №1-вывоз. Подобную форму предоставляют все организации,

---

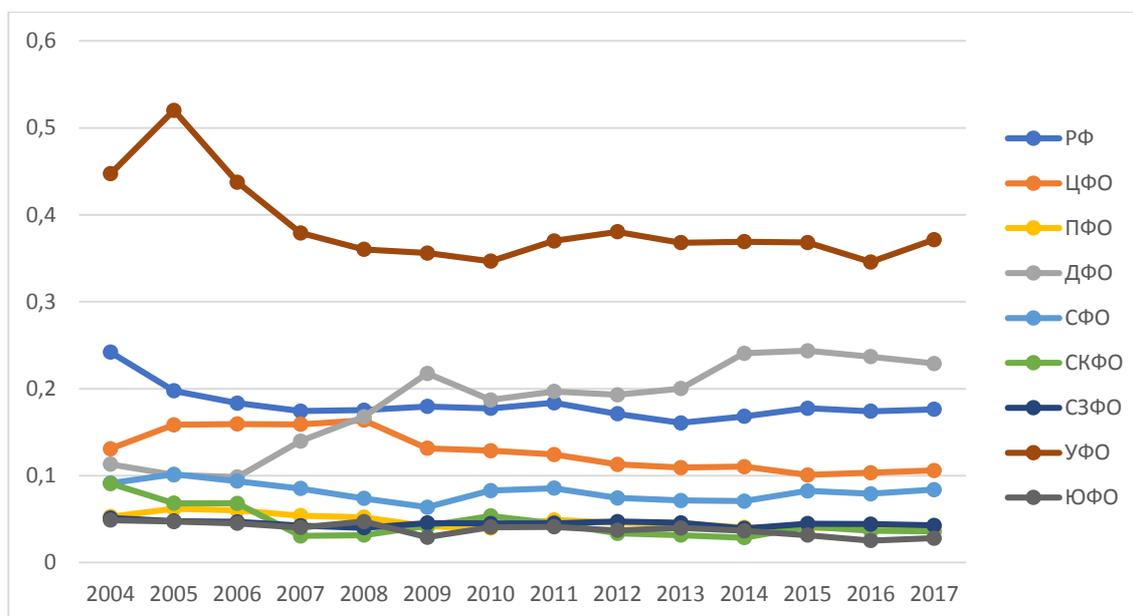
<sup>2</sup> Демографический ежегодник России. Федеральная служба государственной статистики. 2012 год.

за исключением микропредприятий, на ежеквартальной (более краткая номенклатура, включающая в себя только продовольственные и сельскохозяйственные товары) и ежегодной основе.

### 3. АНАЛИЗ БЕЗУСЛОВНОЙ КОНВЕРГЕНЦИИ В РОССИИ

Для первичного анализа дифференциации использовался индекс Тейла (Thail's L). Одной из причин выбора такого показателя является возможность его декомпозиции – в частности, выделение компоненты неравенства, обусловленной заданным разбиением (в данном случае разбиением регионов на федеральные округа).

**Рисунок 2. Динамика индекса Тейла (ВРП на душу населения) по Российской Федерации и федеральным округам (2004–2017)**



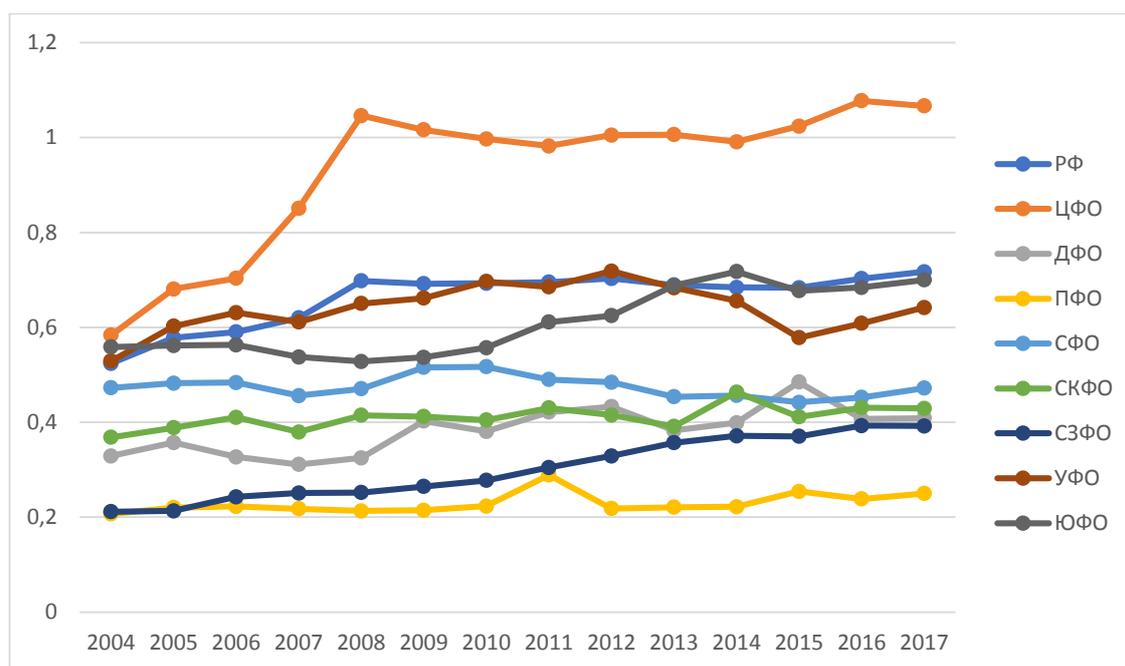
За рассматриваемый период общероссийский уровень региональной дифференциации по душевому ВРП оставался достаточно стабильным. Доля компоненты, обусловленной разбиением регионов на округа<sup>3</sup>, менялась весьма незначительно (в интервале от 22 до 30%), причем тенденция отсутствовала.

Максимальный уровень неравенства наблюдался в Уральском ФО, что объясняется наличием в его составе противоположных по уровню ВРП регионов: Курганской области, с одной стороны, и Тюменской области (с округами) – с другой. Вызывает интерес заметная

<sup>3</sup> Для обеспечения сопоставимости во времени за весь изучаемый период использовалось современное (2022 г.) разбиение регионов на федеральные округа.

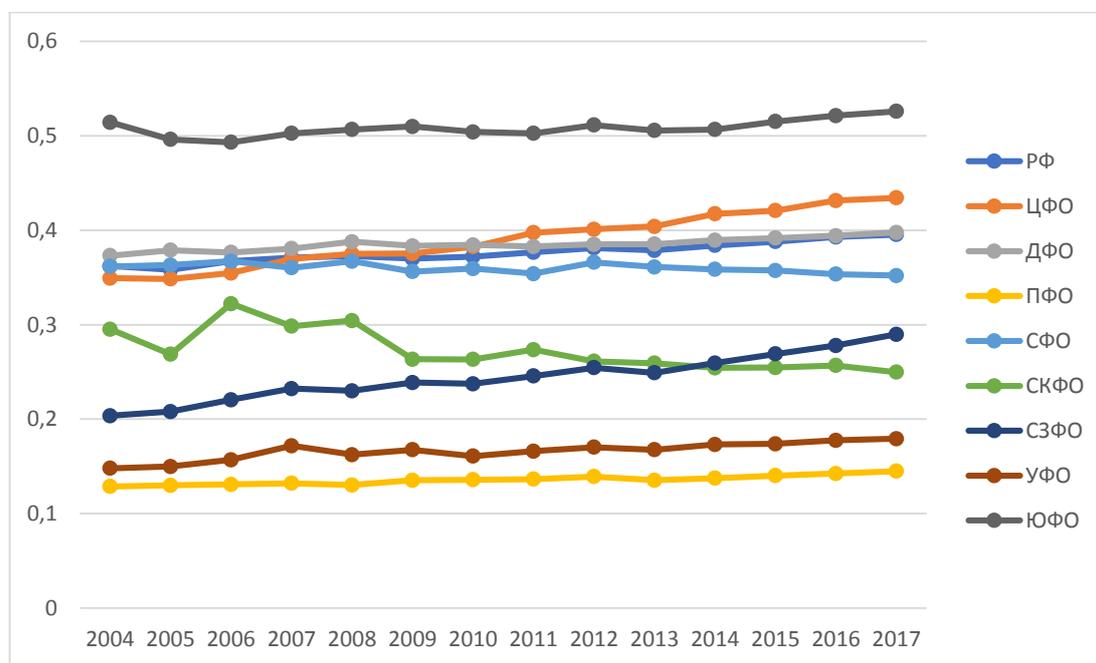
тенденция к повышению неравенства в Дальневосточном ФО, где также есть явные лидеры (Сахалинская область и Чукотка) и аутсайдеры (Бурятия и Забайкальский край). Минимальный уровень дифференциации отмечался среди регионов Северо-Западного, Северо-Кавказского, Приволжского и Южного федеральных округов, причем в последних двух отмечена тенденция к ее дальнейшему снижению.

**Рисунок 3. Динамика индекса Тейла (стоимость основных фондов)  
по Российской Федерации и федеральным округам (2004–2017)**



Уровень дифференциации регионов по стоимости основных фондов значительно (в 2,5–3 раза) выше, чем по душевому ВРП (рис. 3), причем отмечается тенденция к росту. Доля компоненты, обусловленной разбиением регионов, за изучаемый период снизилась с 18 до 5%. Очень высокую степень неравенства демонстрирует Центральный ФО (индекс Тейла превышает 1 при максимально возможном значении  $\ln 80 \approx 4,38$ ), что, очевидно, отражает влияние Москвы и Московской области. Значительный уровень дифференциации – в регионах Уральского и Южного федеральных округов, минимальный – в Приволжском ФО.

**Рисунок 4. Динамика индекса Тейла (численность рабочей силы)  
по Российской Федерации и федеральным округам (2004–2017)**



Уровень индекса Тейла по численности рабочей силы (рис. 4) в российских регионах медленно, но устойчиво рос (с 0,36 до 0,39). Доля компоненты, обусловленной разбиением регионов, снизилась с 21 до 18%. Лидер по уровню неравенства – Южный ФО, тенденции к росту дифференциации заметны в Центральном и Северо-Западном федеральных округах. Наименьший уровень дифференциации наблюдался в Уральском и Приволжском федеральных округах.

За 2004–2017 гг. в Российской Федерации наблюдалось снижение уровня регионального неравенства по уровню душевого ВРП и увеличение – по стоимости основных фондов и численности рабочей силы. Следовательно, основные факторы классической модели (капитал и труд) в российских регионах демонстрируют обратную тенденцию по отношению к ВРП. Кроме того, для них доля неравенства, обусловленная разбиением на округа, гораздо ниже, чем для душевого ВРП, и в рассматриваемый период она постоянно снижалась. Тренды индекса Тейла по федеральным округам не обнаруживают тенденции к выравниванию уровня неравенства.

Таким образом, по результатам первичного анализа межрегиональных показателей можно отметить, что рассматриваемый этап развития экономики России характеризуется

существенными региональными диспропорциями. Динамика ВРП на душу населения и других индикаторов позволяет сделать предположение о неравномерном распределении инвестиционного и инновационного потенциала, а также о существенных различиях в траекториях роста и темпах развития регионов.

Исследование конвергенции регионов России по уровню ВРП началось с построения модели  $\beta$ -конвергенции (1). Затем регионы страны были разделены на восточные (Уральский, Сибирский и Дальневосточный федеральные округа) и западные (все остальные). Для них также дана оценка модели (1). Результаты оценивания всех моделей приведены в таблице 1.

**Таблица 1. Оценки метода наименьших квадратов глобальной модели безусловной конвергенции**

	Все регионы	Восток	Запад	Запад без СКФО
$\alpha$	0,078 ***	-0,0002	0,105 ***	0,152 ***
$\beta$	-0,004 **	0,002	-0,007 **	-0,011 ***
$R^2$	0,05	0,02	0,09	0,16

Примечание. \*\* – 5%-ный уровень значимости; \*\*\* – 1%-ный уровень значимости.

Результаты оценивания моделей неоднозначны. В целом с учетом всех регионов можно утверждать, что имеет место  $\beta$ -конвергенция. Отрицательная связь между темпом роста душевого дохода и исходным уровнем дохода ( $\beta < 0$ ) означает, что душевой доход в бедных регионах растет быстрее, чем в богатых. При этом скорость конвергенции всего 0,41%, а время, необходимое для преодоления половины пути до устойчивого состояния, составляет более 168 лет. При разделении страны на две части ситуация несколько меняется. Процессы конвергенции наблюдаются только на западной территории. При исключении из рассмотрения субъектов СКФО сходимость становится более очевидной.

Можно предположить, что по мере дезагрегирования территорий, то есть при построении разных моделей для разных федеральных округов или регионов, ситуация будет становиться все более неоднозначной. В одних регионах могут наблюдаться устойчивые процессы конвергенции, тогда как в других они могут быть менее выражены или вовсе отсутствовать. Таким образом, коэффициенты конвергенции имеют высокую пространственную вариативность, что требует использования специального подхода. В качестве такого подхода выбрана модель географически взвешенной регрессии.

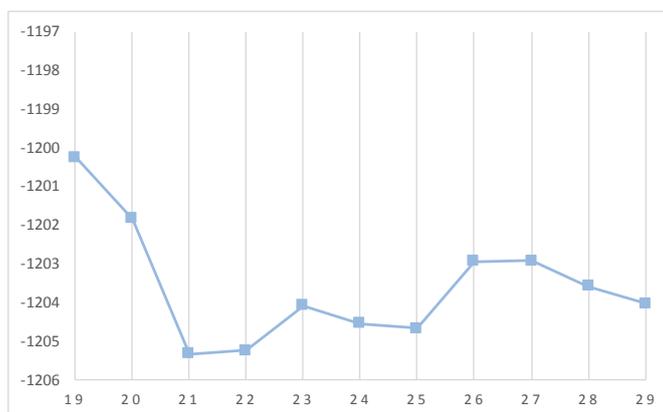
Перед анализом модели для каждой весовой схемы с помощью критерия Акаике выбирается оптимальное значение  $k$  (количество ближайших соседей). Затем проверяется гипотеза о постоянстве регрессионных коэффициентов. Во всех случаях она отвергается на 1%-ном уровне значимости, что формально подтверждает обоснованность перехода от глобальной модели к GWR. Результаты оценки GWR-модели безусловной конвергенции приведены в таблице 2.

**Таблица 2. Распределение коэффициентов GWR безусловной конвергенции (минимум, максимум, медиана, 1–3 квантили)**

		Min	1st Qu.	Med	3st Qu.	Max
$\alpha$	Distance, $k=21$	-0,080	0,012	0,111	0,140	0,210
	Migration, $k=39$	0,060	0,090	0,104	0,119	0,143
	Trade, $k=68$	0,082	0,114	0,125	0,133	0,144
$\beta$	Distance	-0,015	-0,010	-0,008	0,002	0,009
	Migration	-0,010	-0,008	-0,007	-0,006	-0,003
	Trade	-0,010	-0,009	-0,009	-0,008	-0,005

**Матрица расстояний.** Оптимальное число ближайших соседей для этой схемы определялось с помощью критерия Акаике. Зависимость критерия от числа ближайших соседей можно представить схематично (рис. 5). Минимум наблюдается при  $k = 21$ .

**Рисунок 5. Зависимость значения критерия АИС от числа ближайших соседей (матрица расстояний)**

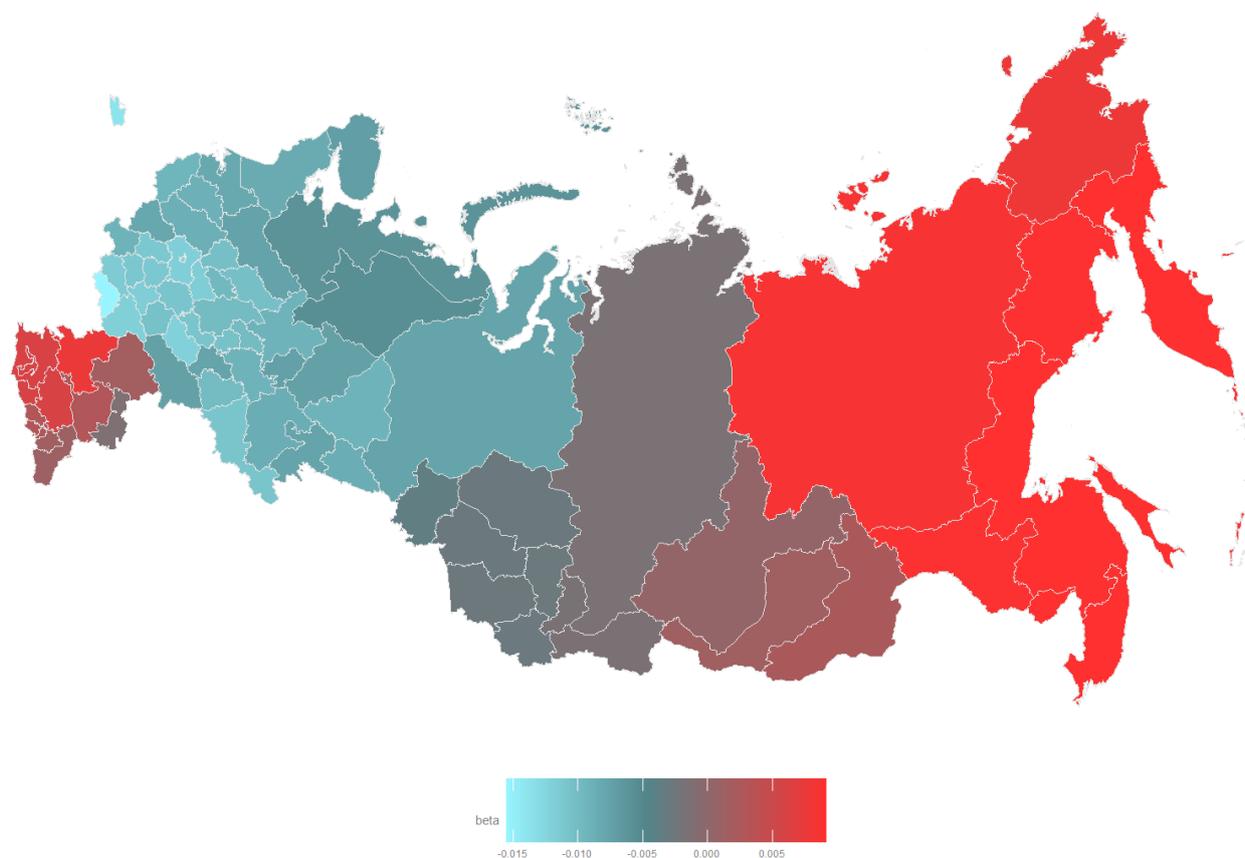


Модель с такой матрицей будем называть базовой. Распределение значений оцененных  $\beta$ -коэффициентов по регионам России приведено на рисунке 6.

Наиболее высокие темпы сходимости наблюдаются в регионах Центрального и Приволжского федеральных округов. Во всех регионах Дальневосточного, Северо-Кавказского

и Южного федеральных округов, за исключением Астраханской области, сходимость отсутствует. При этом в самой Астраханской области наблюдается минимальная среди регионов страны скорость – 0,1%. Самая высокая скорость сходимости – в Белгородской области (1,8%). В 41 регионе страны оценки статистически значимы на 1%-ном уровне значимости, в восьми – на 5%-ном и еще в четырех – на 10%-ном.

**Рисунок 6. Распределение коэффициентов конвергенции по территории России (матрица расстояний)**

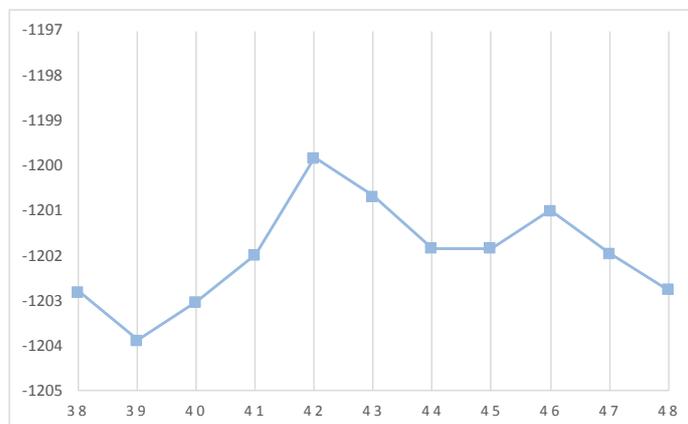


В целом значения скорости конвергенции уменьшаются при продвижении по территории страны с запада на восток. Скорость сходимости в Сибирском федеральном округе заметно отстает от западной части Российской Федерации.

В регионах, где имеет место процесс конвергенции, среднее значение ее скорости, взвешенное по ВРП, равно 1%. Среднеквадратическое отклонение, также взвешенное по ВРП, составляет  $3,4 \times 10^{-3}$ .

**Матрица миграционных потоков.** Оптимальное количество ближайших соседей для данной схемы выбиралось аналогичным способом. Минимум критерия Акаике достигается при  $k = 39$  (рис. 7).

**Рисунок 7. Зависимость значения критерия AIC от числа ближайших соседей  
(матрица миграционных потоков)**



Распределение значений оцененных  $\beta$ -коэффициентов по регионам России при использовании матрицы миграционных потоков приведено на рисунке 8.

**Рисунок 8. Распределение коэффициентов конвергенции по территории России  
(матрица миграционных потоков)**



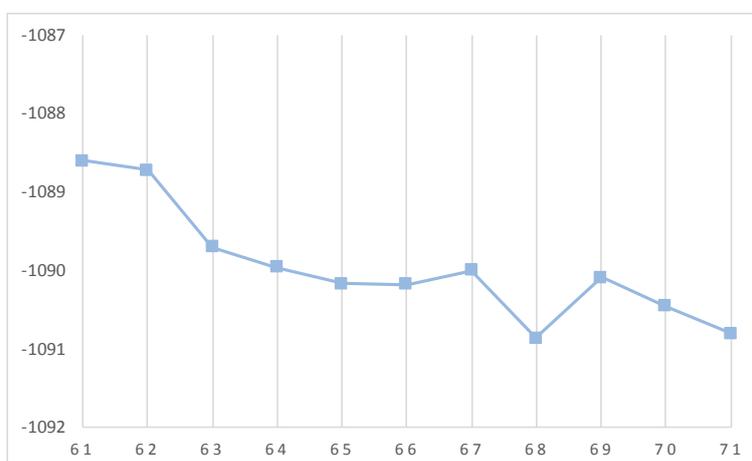
Можно утверждать, что при такой матрице во всех регионах наблюдается процесс конвергенции. Наиболее высокими темпами отличаются Центральный, Приволжский и Северо-Западный федеральный округ. Максимальное значение приходится на Пензенскую область – 1,1%. Также высокая скорость сходимости – в отдельных регионах Северо-Кавказского и Дальневосточного федеральных округов: в Республике Дагестан и Республике Саха (Якутия). По южной и восточной границам азиатской части страны ярко выражены наиболее низкие темпы сходимости. Минимальное значение – в Республике Бурятия (0,3%). Полученные оценки значительно отличаются от нуля на 5%-ном уровне значимости в четырех регионах и еще в 36 – на 10%-ном уровне.

По сравнению с базовой моделью процесс сходимости наблюдается во всех регионах страны, при этом взвешенное среднее значение скорости сходимости ниже – 0,8%. Средне-квадратическое отклонение также несколько ниже соответствующей характеристики базовой модели и составляет  $1,3 \times 10^{-3}$ .

Различие в результатах между разными матрицами связано прежде всего с тем, что в случае миграционных потоков наиболее крупные и развитые Москва и Санкт-Петербург со своими областями являются соседями практически для всех регионов страны, поскольку практически во все субъекты наблюдается значительный в абсолютном выражении миграционный поток из этих регионов (Москвы и Санкт-Петербурга). Этот же факт объясняет и большую однородность распределения коэффициентов.

**Матрица торговых потоков.** Для рассматриваемой матрицы оптимальное количество ближайших соседей  $k = 68$ . Схематично зависимость числа соседей от значения критерия Акаике представлена на рисунке 9.

**Рисунок 9. Зависимости значения критерия АИС от числа ближайших соседей (матрица торговых потоков)**



Оценки коэффициентов по регионам России при использовании матрицы торговых потоков приведены на рисунке 10.

Процессы конвергенции распределены неоднородно. Сравнительно более высокие темпы сходимости наблюдаются в основном в регионах Центрального, Северо-Западного и Приволжского федеральных округов, а также в Омской, Тюменской и Ростовской областях. Темпы сходимости в целом имеют тенденцию к снижению по мере продвижения с запада на восток, однако этот тренд выражен в меньшей степени, чем в базовой модели. Во всех регионах оценки статистически значимо отличаются от нуля, в 75 из них – на 1%-ном уровне значимости, а остальные – на 5%-ном.

**Рисунок 10. Распределение коэффициентов конвергенции по территории России  
(матрица торговых потоков)**



Проводя сравнение с базовой моделью, можно отметить, что процесс сходимости, как и в случае матрицы миграционных потоков, наблюдается во всех регионах страны. Взвешенное среднее по валовому внутреннему продукту значение скорости несколько ниже, чем в базовой модели, и составляет 0,9%. Ниже при этом и среднеквадратическое отклонение –  $1 \times 10^{-3}$ .

Как и в случае с матрицей миграционных потоков, наличие процесса сходимости во всех регионах страны связано с тем, что Москва и Санкт-Петербург являются соседями для подавляющего большинства регионов.

#### **4. АНАЛИЗ УСЛОВНОЙ КОНВЕРГЕНЦИИ В РОССИИ**

Поскольку в случае безусловной конвергенции в модели не учитываются какие-либо дополнительные факторы, кроме уровня подушевого ВРП в базовом году, тем самым предполагается, что исследуемые объекты-регионы однородны по своим экономическим характеристикам и динамика их развития сходится к одной траектории сбалансированного роста. Однако на деле у каждого региона свои экономические, инфраструктурные и иные особенности, поэтому стоит предположить, что траектории сбалансированного роста также различаются в зависимости от конкретного региона. Это предположение проверяется за счет оценки условной  $\beta$ -конвергенции, то есть включения в модель дополнительных факторов.

Для исследования условной  $\beta$ -конвергенции оценивалась модель (2). Как отмечалось выше, при условной конвергенции каждый регион сходится к своей собственной траектории равновесного роста, определяемой исходными характеристиками региона. В качестве таких характеристик в модель (2) были вошли: стоимость основных фондов по остаточной балансовой стоимости на душу населения, уровень занятости, внутренние текущие затраты на исследования и разработки на душу населения, а также доля госсектора в ВРП. Кроме того, в модель (2) добавлена средневзвешенная ставка по кредитам юридическим лицам на срок свыше года.

Эти переменные включены в модель (2) по следующим причинам. Стоимость фондов, уровень занятости и затраты на научные разработки являются прокси-переменными для показателей капитала, труда и уровня технологий с точки зрения классической производственной функции. Многими авторами в модель включаются также отдельные характеристики структуры ВРП, в рамках настоящего исследования в качестве такого фактора выбрана доля госсектора. Этот показатель связан с общим уровнем развития региона: он выше там, где

нет конкурентоспособных отраслей специализации, поскольку в этих регионах доля государственных услуг, которые примерно в одинаковой степени представлены во всех регионах, в ВРП выше на фоне более низких объемов выпуска в других отраслях. Средневзвешенная ставка включена в модель в качестве прокси-переменной для оценки чувствительности региональных темпов экономического роста к денежно-кредитной политике. В процессе моделирования использовались и другие переменные для показателей капитала (инвестиции в основные фонды), труда (количество студентов) и уровня технологий (количество аспирантов, доля наукоемких отраслей в ВРП). Ввиду низкого качества полученных моделей эти результаты не приводятся.

Как и в случае безусловной конвергенции, для начала оценивалась глобальная модель (табл. 3). Согласно полученным результатам имеет место статистически значимая (на 10%-ном уровне)  $\beta$ -сходимость со скоростью 1,19% и временем, необходимым для преодоления половины пути до устойчивого состояния (58 лет). Контрольные переменные имеют правильные с точки зрения экономической логики знаки, однако оказались статистически незначимыми. При прочих равных средние темпы роста душевого ВРП будут выше в тех регионах, где значительно больше начальные запасы труда и капитала, и там, где в начальный период времени больше затраты на научные исследования и разработки. Более масштабный госсектор в регионе обуславливает более медленный темп конвергенции. Также стоит отметить, что на скорость экономического роста влияют денежно-кредитные условия. В регионах, где на протяжении всего периода наблюдений ставки в среднем были ниже, наблюдаются более высокие темпы экономического роста.

**Таблица 3. Оценки методом наименьших квадратов глобальной модели условной конвергенции**

$\alpha$	$\beta$	Капитал	Труд	Затраты на науку	Доля гос-сектора	Ставка	$R^2$
0,188 **	-0,011 *	0,001	0,006	0,002	-0,003	-0,009	0,11

Примечание. \* – 10%-ный уровень значимости; \*\* – 5%-ный уровень значимости.

По аналогии с безусловной конвергенцией для всех весовых схем выбирается оптимальное количество ближайших соседей. В данном случае в связи с ростом количества наблюдений использовался метод перекрестной проверки. Затем проверяется гипотеза о постоянстве регрессионных коэффициентов. В случае матрицы расстояний и торговых потоков она отвергается на 1%-ном уровне значимости, а в случае матрицы миграционных

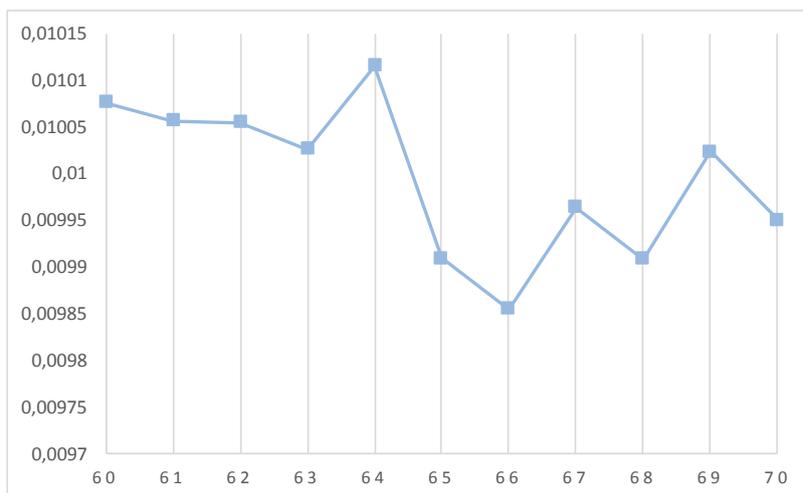
потоков не отвергается при любом уровне значимости. Кроме того, для модели с миграционными потоками оценки практически всех коэффициентов при всех переменных статистически не отличаются от нуля. Как следствие, в исследовании результаты оценивания указанной модели не приводятся. Показатели оценки GWR-модели условной конвергенции приведены в таблице 4.

**Таблица 4. Распределение коэффициентов GWR условной конвергенции  
(минимум, максимум, 1–3 квантили)**

		Min	1st Qu.	Med	3st Qu.	Max
$\alpha$	Distance, $k=66$	0,176	0,444	0,450	0,457	0,495
	Trade, $k=57$	0,038	0,262	0,319	0,394	0,514
$\beta$	Distance	-0,028	-0,026	-0,026	-0,025	-0,010
	Trade	-0,026	-0,020	-0,015	-0,012	-0,004
Капитал	Distance	0,003	0,004	0,004	0,005	0,008
	Trade	-0,002	0,005	0,006	0,007	0,010
Труд	Distance	0,002	0,004	0,005	0,005	0,038
	Trade	-0,100	-0,060	-0,045	-0,017	0,019
Затраты на науку	Distance	0,001	0,001	0,001	0,001	0,002
	Trade	0,000	0,001	0,001	0,002	0,003
Доля гос- сектора	Distance	-0,020	-0,020	-0,019	-0,018	0,001
	Trade	-0,015	-0,006	-0,002	0,002	0,009
Ставка	Distance	-0,042	-0,029	-0,028	-0,027	0,004
	Trade	-0,082	-0,058	-0,054	-0,042	0,010

**Матрица расстояний.** Оптимальное количество ближайших соседей для такой матрицы выбиралось с помощью подсчета критерия кросс-валидации (CV). Зависимость значения критерия от числа ближайших соседей представлена на рисунке 11. Минимум достигается при  $k = 66$ .

**Рисунок 11. Зависимость значения критерия CV от числа ближайших соседей  
(матрица расстояний)**



Распределение оцененных  $\beta$ -коэффициентов по регионам России при использовании матрицы расстояний для модели условной конвергенции приведено на рисунке 12.

**Рисунок 12. Распределение коэффициентов конвергенции по территории России (условная модель, матрица расстояний)**



Относительно данной матрицы во всех регионах страны наблюдается сходимость. С наибольшей скоростью это происходит в Челябинской области, с наименьшей – в Сахалинской. В целом можно отметить кластеризацию полученных оценок по федеральным округам, а также убывание скорости сходимости при движении с запада на восток. Во всех регионах оценки значимо отличаются от нуля, в 79 из них на 1%-ном уровне значимости, а в оставшемся – на 5%-ном.

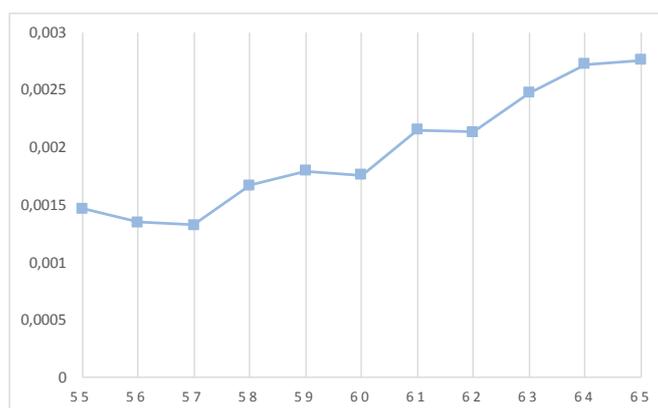
Знаки коэффициентов при физическом капитале, уровне занятости и затратах на научные исследования соответствуют экономической логике. Их значения в целом распределены довольно однородно и близки к нулю. При этом наибольшие значения этих показателей наблюдаются в восточной части страны: для Уральского ФО характерны высокие значения коэффициентов при капитале; для Сибирского – при капитале и затратах на исследования; для Дальневосточного – при уровне занятости и затратах на исследования. Коэффициенты при переменных практически во всех регионах статистически незначимы.

Коэффициенты доли госсектора в ВРП имеют отрицательные знаки в подавляющем большинстве регионов страны. Их значения распределены достаточно равномерно в западной части страны и на Урале, а затем при движении на восток убывают, достигая минимальных значений в Дальневосточном ФО. В 64 регионах эти коэффициенты статистически значимы на 1% и еще в одном регионе – на 5%.

Процентная ставка имеет обратное влияние на средние темпы экономического роста. Наиболее сильное влияние отмечается среди регионов Сибирского и Уральского федеральных округов, наиболее слабое – на Дальнем Востоке. Коэффициент при данном показателе статистически отличается от нуля на 1%-ном уровне в пяти регионах, в 31 регионе – на 5%-ном и еще в 31 – на 10%-ном.

**Матрица торговых потоков.** Оптимальное количество ближайших соседей для такой матрицы также определялось с помощью критерия кросс-валидации. Зависимость представлена на рисунке 13, минимум достигается при  $k = 57$ .

**Рисунок 13. Зависимость значения критерия CV от числа ближайших соседей  
(матрица торговых потоков)**



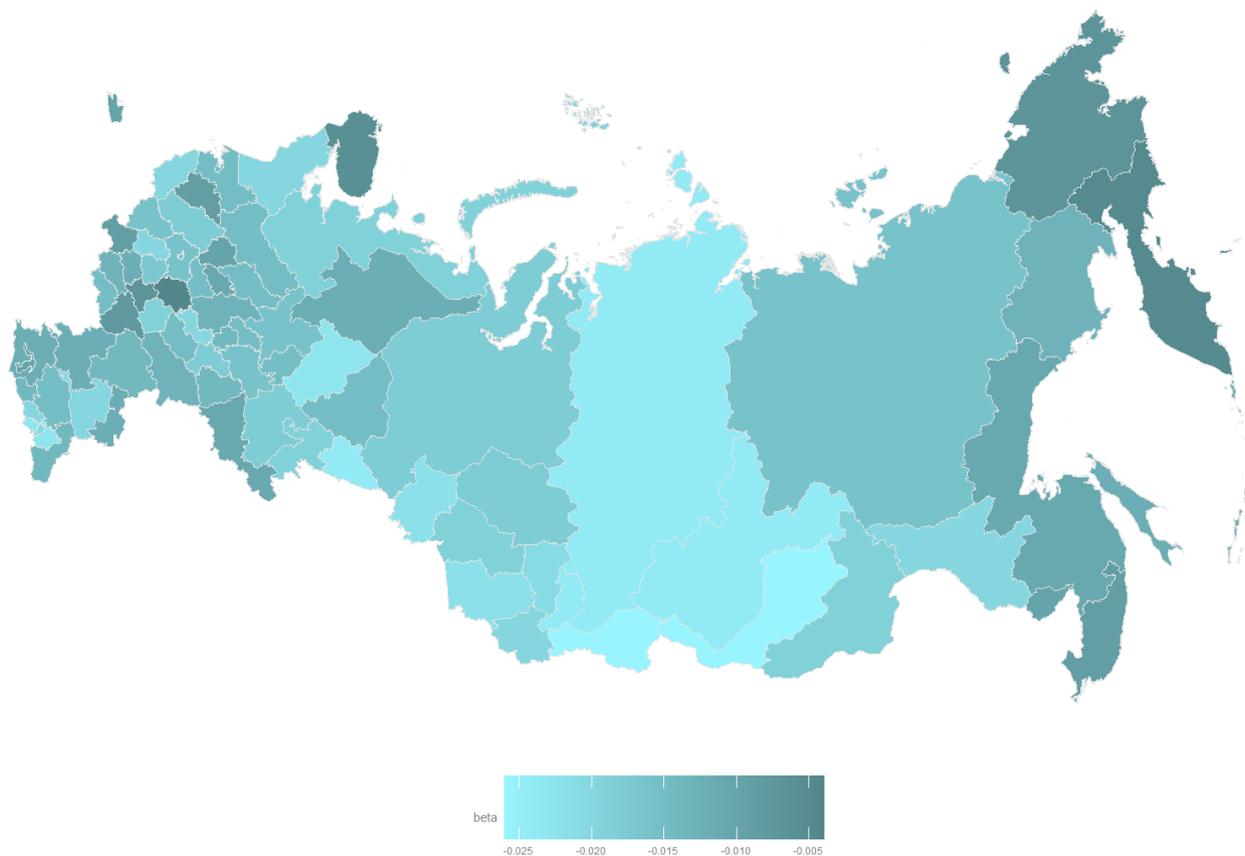
Полученные оценки  $\beta$ -коэффициентов по регионам России для модели условной конвергенции с матрицей торговых потоков приведены на рисунке 14.

Как и в предыдущем случае, процессы сходимости наблюдаются на всей территории страны, при этом их скорость ниже. Однозначно выделить федеральный округ с наиболее быстрыми темпами сходимости сложно, в первой десятке регионов по скорости сходимости представлены субъекты, расположенные в пяти из восьми федеральных округов.

Оценки коэффициентов при физическом капитале и затратах на научные исследования, как и в модели с матрицей расстояний, близки к нулю и статистически незначимы практически во всех регионах. Однако их значения несколько выше, чем в случае матрицы расстояний. Коэффициент при уровне занятости в большинстве регионов имеет отрицательный знак и статистически значим примерно в половине субъектов страны. При этом в 15 из них на 1%-ном уровне значимости, в 19 – на 5%-ном и еще в восьми – на 10%-ном.

Коэффициент при доле госсектора в ВРП более чем в половине регионов имеет отрицательный знак, однако практически везде оказывается статистически незначимым.

**Рисунок 14. Распределение коэффициентов конвергенции по территории России (условная модель, матрица торговых потоков)**



Стоит отметить, что при данной матрице влияние процентной ставки на средние темпы экономического роста оказывается более сильным, коэффициент при этой переменной ниже, чем в модели с матрицей расстояний. Распределение показателя по территории страны неоднородно. При этом, как и в предыдущем случае, близкие к нулю значения наблюдаются в Дальневосточном ФО. Полученные оценки статистически значимо отличаются от нуля в большинстве регионов страны, в 48 из них на 1%-ном уровне значимости, в 12 – на 5%-ном и еще в трех – на 10%-ном.

Для проверки робастности результатов все регрессии переоценивались для другого показателя, характеризующего выпуск. Вместо реального ВРП на душу использовался ВРП, скорректированный на стоимость фиксированного набора товаров и услуг. Изменение показателя не повлияло значительным образом на результаты. При безусловной конвергенции все регионы сходятся, как и ранее, только в случае матриц миграции и торговли; для матрицы расстояний сходимость наблюдается не во всех регионах. В целом распределение скорости конвергенции по регионам схоже с распределением в исходной регрессии для всех весовых схем.

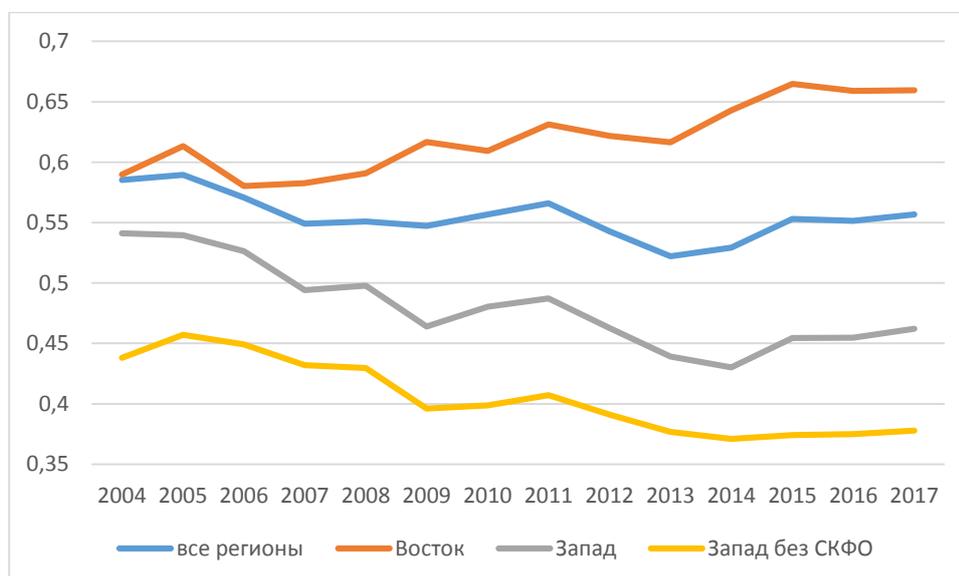
В случае условной конвергенции результаты моделирования также схожи с моделью, где в качестве зависимой переменной использован реальный ВРП на душу населения. Различие отмечается лишь в коэффициентах при некоторых дополнительных переменных

(труд, капитал). Однако ввиду статистической незначимости этих оценок в большинстве регионов страны (как в исходной регрессии, так и в новой) мы считаем такое различие в результатах моделирования несущественным.

Помимо изменения резульативного показателя, проверка робастности проводилась в другом направлении: проверялась рабочая гипотеза о том, что Москва и Московская область вносят сильное искажение в матрицы торговых и миграционных потоков. Для этого проводился анализ безусловной и условной  $\beta$ -конвергенции для 78 регионов (без Москвы и Московской области). Как и ожидалось, пространственное распределение на основе матрицы расстояний осталось практически неизменным, в то время как распределения на основе матриц торговых и миграционных потоков заметно изменились в пространственном и количественном аспектах. Основное отличие – снижение медианных уровней коэффициентов  $\beta$ -конвергенции приблизительно в два раза при практически неизменных крайних значениях.

Наличие  $\beta$ -конвергенции не всегда означает присутствие  $\sigma$ -конвергенции, то есть сокращение разброса ВРП регионов со временем (см. главу 1 «Обзор существующих исследований»). В качестве индикатора дифференциации было использовано стандартное отклонение логарифмов душевого ВРП (рис. 15).

Рисунок 15.  $\sigma$ -конвергенция ВРП на душу населения



Полученные расчеты в целом показывают, что на интервале времени с 2005 по 2017 г. наблюдалась  $\sigma$ -конвергенция. Однако снижение вариации не было монотонным: в промежутках с 2009 по 2011 г. и с 2013 по 2015 г. наблюдался рост. Темпы уменьшения неравенства также не являются одинаковыми: в период с 2007 по 2009 г. и с 2015 по 2016 г. дифференциация оставалась примерно на одном уровне.

Представляет интерес сравнение динамики  $\sigma$ -конвергенции в выделенных ранее макрорегионах. В восточных регионах (Уральский, Сибирский и Дальневосточный федеральные округа) наблюдается  $\sigma$ -дивергенция, в то время как на западе тренд  $\sigma$ -конвергенции более выражен, чем по России. Основной вклад в процесс дивергенции на Востоке вносят регионы Дальневосточного ФО. В западных регионах (без учета Северо-Кавказского ФО) не наблюдался рост стандартного отклонения в 2013–2015 гг., характерный для Востока и России в целом.

## 5. ВЫВОДЫ

В ходе проведенного исследования изучалась проблема регионального неравенства путем оценивания условной и безусловной конвергенции регионов Российской Федерации по темпам экономического роста с помощью глобальной модели и с использованием модели географически взвешенной регрессии. Для GWR-модели рассматривались несколько различных вариантов пространственной близости регионов: по расстояниям, по миграционным и торговым потокам.

На основе полученных результатов можно сделать следующие выводы:

1. Оценки безусловной конвергенции, рассчитанные с использованием глобальной модели, не позволяют однозначно ответить на вопрос относительно сходимости темпов экономического роста. Однако при разделении страны на запад и восток процессы сходимости отмечаются среди регионов западной группы. По итогам применения GWR-модели можно констатировать убывание скорости сходимости регионов по темпам экономического роста при движении с запада на восток. Кроме того, несколько выделяется низкими темпами сходимости Северо-Кавказский ФО. В контексте пространственного анализа такая ситуация может объясняться более слабыми связями восточных регионов как с соседями (ввиду большого расстояния между регионами), так и с более динамично развивающимися регионами западной части (из-за невысоких значений торговых и миграционных потоков сибирских и дальневосточных регионов с западными регионами).
2. Оценивание выявило статистически значимую связь между темпами развития территорий и их начальным состоянием, однако в разрезе регионов результаты моделирования безусловной конвергенции неоднородны: по-видимому, безусловная конвергенция характерна в первую очередь для западных регионов. Конвергенция шла очень невысокими темпами, коэффициент безусловной конвергенции является статистически значимым, но по величине небольшим – 0,4%. При этом в случае анализа условной конвергенции все регионы демонстрировали сходимость к траекториям устойчивого роста, коэффициент условной конвергенции немного выше – 1,1%, период полусходимости – 58 лет.
3. Использование в качестве матриц торговых и миграционных потоков вместо матрицы расстояний позволяет снизить неоднозначность полученных результатов оценивания. Так, при использовании матрицы миграции все регионы страны демонстрируют тенденцию к сходимости темпов экономического роста. В случае условной конвергенции гипотеза о незначимости коэффициентов отвергается для матрицы расстояний и торговых потоков. Знаки полученных  $\beta$ -коэффициентов соответствуют экономической логике. Согласно построенной модели все регионы сходятся к своим траекториям устойчивого роста. Различие в этих траекториях связано с начальными запасами труда, капитала и уровнем технического прогресса, который косвенно оценивался с помощью показателя затрат на научные исследования и разработки.
4. Незначимость большинства коэффициентов уравнений условной  $\beta$ -конвергенции (за исключением коэффициентов при доле госсектора в ВРП и процентной ставке) указывает на необходимость индивидуального подбора факторных признаков для

каждого региона, учитывающего специфику структуры его экономики. Доля госсектора в некоторой степени является косвенной мерой уровня экономического развития региона. В среднем более высокие темпы конвергенции будут наблюдаться в регионах с более низкой долей госсектора, то есть с более развитыми отраслями региональной экономики, не связанными с государственными услугами. Число значимых коэффициентов при показателе процентной ставки ощутимо возрастает (с 5 до 64) при переходе от матрицы расстояний к матрице торговых потоков. Вероятно, учет торговых связей позволяет более четко выявить влияние данного фактора на темпы прироста душевого ВРП. В регионах с более мягкими денежно-кредитными условиями при прочих равных условиях экономический рост будет выше.

5. На процесс конвергенции российских регионов заметное влияние, вероятно, оказывают Москва и Московская область. Во-первых, исключение этих регионов приводит к снижению (в среднем) темпов  $\beta$ -конвергенции и резкому сокращению числа значимых коэффициентов при такой переменной. Во-вторых, по темпам  $\sigma$ -конвергенции регионы разбиваются на два кластера: запад ( $\sigma$ -конвергенция) и восток ( $\sigma$ -дивергенция). По всей видимости, близость к столице (пространственная, торговая и миграционная) прямо обуславливает интенсивность процесса конвергенции в регионе.

Учитывая вышесказанное, для российских условий, возможно, более перспективным будет наложение дополнительных пространственных ограничений на GWR-модель. Например, использование дамми-переменных для исключения из полосы пропускания западных регионов ближайших восточных соседей и наоборот. Соответствующее сужение полосы пропускания должно быть компенсировано за счет ближайших регионов из «своего» кластера. В тех случаях, когда ширина полосы пропускания превышает число регионов кластера, в регрессию включаются ближайшие регионы «чужого» кластера.

Результаты исследования позволили определить основные факторы, влияющие на темпы сходимости регионов к траекториям устойчивого роста с учетом их пространственного взаимодействия, что может быть использовано при анализе региональной разнородности эффектов денежно-кредитной политики, а также при определении мер государственной политики, способных влиять на сокращение региональных различий.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Андриенко Ю., Гуриев С. Разработка прикладной модели внутренних и внешних миграционных потоков населения для регионов Российской Федерации // Отчет по проекту в рамках Программы поддержки независимых экономических аналитических центров МОНФ. ЦЭФИР, 2006.
2. Балаш О.С. (2012) Пространственный анализ конвергенции регионов России // Известия Саратовского университета. Новая серия. Серия «Экономика. Управление. Право». Т. 12. № 4, 45–52.
3. Вакуленко Е.С. (2013) Ведет ли миграция населения к межрегиональной конвергенции в России? // Вестник НГУЭУ. № 4, 239–264.
4. Гичиев Н.С. (2018) Региональная конвергенция экономического роста: пространственная эконометрика // Региональная экономика: теория и практика. Т. 16. № 1, 58–67.
5. Глущенко К.П. (2010а) Исследования неравенства по доходам между российскими регионами. Регион: Экономика и социология. № 4, 88–119.
6. Глущенко К.П. (2010b) Методы анализа межрегионального неравенства по доходам. Регион: Экономика и социология. № 1, 54–87.
7. Глущенко К.П. (2012) Мифы о бета-конвергенции // Журнал Новой экономической ассоциации. № 4 (16), 26–44.
8. Иванова В.И. (2014) Региональная конвергенция доходов населения: пространственный анализ // Пространственная экономика. № 4, 100–119.
9. Коломак Е.А. (2009) Модели региональной политики: конвергенция или дивергенция // Мир экономики и управления. Т. 9. № 1, 113–120.
10. Мишура А.В. (2012) Оценка гравитационных моделей межрегиональной торговли монополистически конкурентными товарами в России // Вестник НГУ. Серия: Социально-экономические науки. № 4, 52–58.
11. Толмачев М.Н. (2012) Теоретические и эмпирические подходы к конвергенции сельскохозяйственного производства // Вестник ВолГУ. Серия 3: Экономика. Экология. № 1 (20), 193–199.
12. Andrienko Y., Guriev S. (2004) Determinants of interregional mobility in Russia. Evidence from panel data. *Economics of Transition*. Vol. 12, № 1, pp. 1–27.
13. Balash V., Balash O., Faizliev A., Chistopolskaya E. (2020) Economic Growth Patterns: Spatial Econometric Analysis for Russian Regions. *Information*. № 11, 289.
14. Barro R.J., Sala-i-Martin X. (1991) Convergence across States and Regions. *Brookings Papers on Economic Activity*. № 1, pp. 107–182.
15. Bernard A.B., Durlauf S.N. (1995) Convergence in International Output. *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 10, pp. 97–108.

16. Brunson C., Fotheringham A.S., Charlton M.E. (1996) Geographically weighted regression: A method for exploring spatial nonstationarity. *Geographical Analysis*. Vol. 28, № 4, X-298.
17. Brunson C., Fotheringham A.S., Charlton M. (1999) Some notes on parametric significance tests for geographically weighted regression. *Journal of Regional Science*. Vol. 39, № 3, pp. 497–524.
18. Buccellato T. (2007) Convergence across Russian regions: a spatial econometrics approach. *CSESCE Working Papers*. № 72, p. 26.
19. Carluer F., Sharipova E. (2004) The unbalanced dynamics of Russian regions: towards a real divergence process. *East-West Journal of Economics and Business*. Vol. 7. № 1, pp. 11–37.
20. Eckey H., Kosfeld R., Türck M. (2005) Regional Convergence in Germany: A Geographically Weighted Regression Approach, *Spatial Economic Analysis*. № 2, pp. 45–64.
21. Flowerden R., Aitkin M. (1982) A method of fitting the gravity model based on the Poisson distribution. *Journal of Regional Science*. Vol. 22, № 2, pp. 191–202.
22. Kholodilin K., Oshchepkov A., Siliverstovs B. (2009) The Russian Regional Convergence Process: Where Does It Go? *DIW Berlin, German Institute for Economic Research. Discussion Papers of DIW Berlin*.
23. Krugman P. (1991) Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*. Vol. 99. № 3.
24. Ledyeva S., Linden M. (2008) Determinants of economic growth: empirical evidence from Russian regions. *European Journal of Comparative Economics*. Vol. 5. № 1, pp. 87–105.
25. Lee E.S. (1966) A Theory of Migration. *Demography*. Vol. 3(1), pp. 47–57.
26. LeSage J.P., Pace R.K. (2010) Spatial Econometric Models. In: Fischer M., Getis A. (eds) *Handbook of Applied Spatial Analysis*. Springer, Berlin, Heidelberg.
27. Ostbye S., Westerlund O. (2007) Is Migration Important for Regional Convergence? Comparative Evidence for Norwegian and Swedish Counties, 1980–2000. *Regional Studies*. Vol. 41. № 7, pp. 901–915.
28. Quah D. (1993) Empirical Cross Section Dynamics in Economic Growth. *European Economic Review*. Vol. 37, pp. 426–434.
29. Quah D. (1996) Empirics for Economic Growth and Convergence. *European Economic Review*. № 40, pp. 1353–1376.
30. Solanko L. (2003) An Empirical Note on Growth and Convergence Across Russian Regions. *BOFIT. Discussion Papers*. № 9.
31. Solow R. (1956) A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 70, pp. 65–94.