

РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАУК  
СИБИРСКОЕ ОТДЕЛЕНИЕ  
ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ  
БЮДЖЕТНОЕ УЧРЕЖДЕНИЕ НАУКИ  
ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ И ОРГАНИЗАЦИИ  
ПРОМЫШЛЕННОГО ПРОИЗВОДСТВА

## ТРУДЫ II ГРАНБЕРГОВСКОЙ КОНФЕРЕНЦИИ

Новосибирск, 11–15 октября 2021 г.

Сборник докладов Всероссийской конференции с международным участием,  
посвященной памяти академика А.Г. Гранберга  
«Пространственный анализ социально-экономических систем:  
история и современность»

Под редакцией:  
член-корр. РАН В.И. Сулова,  
к.э.н. Л.В. Мельниковой

Новосибирск  
Сибирское отделение РАН  
2021

УДК 332.1+330.4+339.9+502/504  
ББК 65.9(2Рос) +65.28  
Т78

Т78

**Труды II Гранберговской конференции:** Новосибирск, 11–15 октября 2021 г.: сб. докладов Всеросс. конф. с международ. участием «Пространственный анализ социально-экономических систем: история и современность» / Под ред. В.И. Сулова, Л.В. Мельниковой; Рос. акад. наук, Сиб. отд-ние, ФГБУН «Институт экономики и организации промышленного производства». – Новосибирск : СО РАН, 2021. – 606 с.

ISBN 978-5-6046078-9-3

Сборник представляет доклады II Всероссийской конференции с международным участием «Пространственный анализ социально-экономических систем: история и современность», которая состоялась в ИЭОПП СО РАН 11–15 октября 2021 г. Доклады посвящены вопросам пространственного анализа и моделирования социально-экономических систем, использования новых методов и данных в этой области.

Конференция была посвящена памяти академика А.Г. Гранберга, одного из основоположников современного пространственного анализа социально-экономических систем в России. В сборнике представлено современное состояние дел в области региональных исследований, посвященных проблемам общей экономической теории, стратегического планирования, экономико-математического моделирования, роста отдельных регионов, развития институтов.

Выводы, интерпретации и заключения, изложенные в данной работе, полностью принадлежат авторам. Они не обязательно отражают точку зрения представляемых ими учреждений.

УДК 332.1+330.4+339.9+502/504  
ББК 65.9(2Рос) +65.28

Сборник включен в Российский индекс научного цитирования (РИНЦ)

БИБЛИОТЕКА  
ИЭОПП СО РАН

ISBN 978-5-6046078-9-3

© ИЭОПП СО РАН, 2021

**Proceedings of the 2nd Granberg Conference:** Novosibirsk, October 11–15, 2021: Collection of Papers of the 2<sup>nd</sup> National Conference with International Participation “Spatial Analysis of Socio-Economic Systems: the History and Current State” / Ed. by V.I. Suslov and L.V. Melnikova; Russian Academy of Sciences, Siberian Branch, Institute of Economics and Industrial Engineering. – Novosibirsk: SB RAS, 2021. – 606 p.

The collection presents reports of the 2<sup>nd</sup> National Conference with International Participation “Spatial Analysis of Socio-Economic Systems: the History and Current State” that took place in Novosibirsk, in October 11–15, 2021. The papers are devoted to the issues of spatial analysis and modeling of socio-economic systems, the use of new methods and data in this area.

The Conference was dedicated to the memory of Academician A.G. Granberg who was one of the founders of the modern spatial analysis of socio-economic systems in Russia. The collection presents the current state-of-art in the field of regional studies focusing on the problems of general economic theory, strategic planning, economic and mathematical modeling, growth of individual regions, development of institutions.

The findings, interpretations, and conclusions expressed in this paper are entirely those of the authors. They do not necessarily represent the views of the institutions with which the authors are affiliated.

The collection is included in the Russian Science Citation Index (RSCI)

К.П. Глущенко<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup>Институт экономики и организации промышленного производства СО РАН,

<sup>2</sup>Новосибирский государственный университет, Новосибирск, Россия

## АНАЛИЗ КОНВЕРГЕНЦИИ РЕАЛЬНЫХ ДОХОДОВ В РЕГИОНАХ АЗИАТСКОЙ ЧАСТИ РОССИИ

### Аннотация

Рассматривается динамика разрыва между реальным душевым доходом в каждом из 22 регионов азиатской части России и средним по стране за 2002–2018 гг. С помощью эконометрического анализа временных рядов выявляется тип динамики: конвергенция (сокращение разрыва), постоянство разрыва, дивергенция (увеличение разрыва). Оценка реальных доходов осуществлена путем корректировки номинальных доходов на региональные уровни цен.

Ключевые слова: душевой доход, уровень цен, нелинейный тренд.

К.Р. Gluschenko<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup>Institute of Economics and Industrial Engineering SB RAS,

<sup>2</sup>Novosibirsk State University, Novosibirsk, Russia

## ANALYZING CONVERGENCE OF REAL INCOMES IN REGIONS OF THE ASIAN PART OF RUSSIA

### Abstract

This paper studies the evolution of gaps in real income between every out of 22 regions of the Asian part of Russia and the national average over 2002–2018. The time-series econometric analysis reveals a type of the evolution, namely, convergence (decreasing income gap), constant income gap, and divergence (increasing income gap). Real incomes are estimated by adjustment of nominal incomes to regional price levels.

Keywords: income per capita, price level, nonlinear trend.

### Введение

Один из важнейших вопросов исследования межрегионального неравенства по доходам – каковы тенденции его изменения, растет оно или снижается. В столь общей постановке найти ответ на этот вопрос довольно легко: достаточно рассчитать какой-либо показатель неравенства – например, коэффициент вариации или индекс Джини – для каждого момента времени и определить его тренд (такой метод иногда называют анализом «сигма-конвергенции»). И тогда широко применяемое эконометрическое упражнение, известное как анализ «бета-конвергенции», совершенно излишне. Оно не добавляет ничего нового, если «сигма-конвергенции» имеет место, а если она отсутствует, может дать ложный результат из-за парадокса Гальтона [Quah, 1993].

Однако в любом случае результаты по стране или какой-либо совокупности регионов в целом дают довольно мало информации, говоря лишь о том, снижается ли неравенство или нет. Гораздо важнее определить роль каждого отдельного региона в динамике неравенства, выявить ее «анатомию». В качестве точки отсчета резонно принять душевой доход в среднем

по стране, рассматривая динамику разрыва между ним и душевым доходом в данном регионе. Можно с уверенностью предположить, что динамика неравенства неоднородна: для части регионов может быть характерна конвергенция (причем происходящая в каждом регионе со своей скоростью), т.е. уменьшение разрыва в доходах, в части регионов этот разрыв может оставаться в среднем постоянным, а в некоторых регионах может происходить дивергенция, т.е. увеличение разрыва в доходах. Поэтому только пространственная картина конвергенции позволяет давать обоснованные рекомендации, которые могут различаться для разных регионов в зависимости от характера динамики душевого дохода в них.

Данная работа посвящена получению такой пространственной картины для азиатской части России, включающей 22 региона, по месячным данным за 2002–2018 гг. При этом учитывается покупательная способность доходов в каждом регионе путем корректировки номинальных душевых доходов на региональные уровни цен.

### Методика анализа и данные

Пусть  $Y_r, Y_t$  – душевые доходы в регионе  $r$  и в среднем по стране в момент времени  $t$ , а  $y_r = \ln(Y_r/Y_t)$  – разрыв между региональным и среднероссийским доходами. Анализ в данной работе основан на формальном определении конвергенции, предложенном в [Bernard, Durlauf, 1995]:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E(y_{rt}) = 0, \quad (1)$$

где  $E(\cdot)$  – математическое ожидание.

Для моделирования конвергенции, исходящего из определения (1), используется описанный в [Gluschenko, 2020] подход. Конвергенция рассматривается как суперпозиция двух процессов: долгосрочной (детерминированной) конвергенции и краткосрочной (стохастической) конвергенции:  $y_{rt} = y_{rt}^* + dy_{rt}$ . Долгосрочная конвергенция является детерминированной частью разрыва в доходах, стремящейся к нулю согласно (1):  $y_{rt}^* = h(t)$ , где  $h(t)$  – асимптотически затухающий тренд, такой, что  $h(\infty) = 0$  и  $d|h(t)|/dt < 0$ . Краткосрочная конвергенция отражает случайные отклонения разрыва в доходах от детерминированной траектории:  $dy_{rt} = y_{rt} - h(t)$ , которые являются автокоррелированным стационарным процессом  $dy_{rt} = (\lambda + 1)dy_{r,t-1} + \varepsilon_t = (\lambda + 1)(y_{r,t-1} - h(t-1)) + \varepsilon_t$ , где  $\lambda + 1 = \rho < 1$  – авторегрессионный коэффициент, а  $\varepsilon_t$  – белый шум. Таким образом, эконометрическая модель конвергенции имеет вид ( $\Delta y_{rt} = y_{rt} - y_{r,t-1}$ ):

$$\Delta y_{rt} = \lambda y_{r,t-1} + h(t) - (\lambda + 1)h(t-1) + \varepsilon_t. \quad (2)$$

Если временной ряд  $y_{rt}$  описывается этой моделью, то он является стационарным относительно тренда  $h(t)$ , разрыв в доходах со временем уменьшается, асимптотически стремясь к нулю. И хотя случайные возмущения вызывают отклонения процесса от долгосрочной (детерминированной) траектории, он постоянно стремится вернуться на нее, удовлетворяя условию (1).

Используются три конкретных вида трендов: (а) логарифмически-экспоненциальный  $h(t) = \ln(1 + \gamma e^{\delta t})$ ,  $\delta < 0$ , (б) экспоненциальный  $h(t) = \gamma e^{\delta t}$ ,  $\delta < 0$ , (с) дробный  $h(t) = \gamma/(1 + \delta t)$ ,  $\delta > 0$ , где  $\gamma$  и  $\delta$  – оцениваемые параметры тренда. Модель (2) с такими трендами является нелинейной по коэффициентам, принимая, соответственно, вид

$$\Delta y_{rt} = \ln(1 + \gamma e^{\delta t}) - (\lambda + 1) \cdot \ln(1 + \gamma e^{\delta(t-1)}) + \lambda y_{r,t-1} + \varepsilon_t; \quad (2a)$$

$$\Delta y_{rt} = \gamma e^{\delta t} - (\lambda + 1) \gamma e^{\delta(t-1)} + \lambda y_{r,t-1} + \varepsilon_t; \quad (2b)$$

$$\Delta y_{rt} = \frac{\gamma}{1 + \delta t} - (+1) \frac{\gamma}{1 + \delta(t-1)} + \lambda y_{r,t-1} + \varepsilon_t. \quad (2c)$$

Параметр  $\gamma$  характеризует начальный (в момент  $t = 0$ ) разрыв между доходом в регионе и средним по стране: при логарифмически-экспоненциальном тренде  $(Y_{t0} - Y_0)/Y_0 = \gamma$ , при экспоненциальном и дробном  $-(Y_{t0} - Y_0)/Y_0 = e^\gamma - 1$ . Параметр  $\delta$  характеризует скорость конвергенции. Более показательная производная величина – время полусходимости  $\Theta$  (время, за которое разрыв в доходах уменьшается вдвое). Для логарифмически-экспоненциального

тренда  $\Theta = \ln 0.5/\delta$ , для экспоненциального тренда  $\Theta = \frac{1}{\delta} \ln \left( \frac{\ln(0.5(\exp(\gamma) + 1))}{\gamma} \right)$ , для дроб-

ного тренда  $\Theta = \frac{1}{\delta} \left( \frac{\gamma}{\ln(0.5(\exp(\gamma) + 1))} - 1 \right)$ . Если гипотезы  $\lambda = 0$ ,  $\gamma = 0$ ,  $\delta = 0$  могут быть

отвергнуты, временной ряд  $y_{rt}$  удовлетворяет модели (2); если при этом  $\delta$  имеет ожидаемый знак, имеет место конвергенция.

Частные случаи модели (2) описывают другие типы динамики разрыва в доходах, отличные от конвергенции. Если ряд подчиняется модели (2), но оказывается, что тренд является возрастающим ( $\delta > 0$  в логарифмически-экспоненциальном и экспоненциальном трендах и  $\delta < 0$  в дробном тренде), то имеет место детерминированная дивергенция – разрыв в доходах со временем растет. Отметим, что этот случай принципиально отличается от стохастической дивергенции – случайного блуждания, являющегося нестационарным процессом: здесь процесс  $y_{rt}$  стационарен (относительно возрастающего тренда). В этом случае  $\Theta$  является временем удвоения (за которое разрыв в доходах вырастет вдвое). Тогда для логарифмически-экспоненциального тренда  $\Theta = \ln 2/\delta$ , для экспоненциального тренда

$$\Theta = \frac{1}{\delta} \ln \left( \frac{\ln(2 \exp(\gamma) + 1)}{\gamma} \right), \text{ для дробного тренда } \Theta = \frac{1}{\delta} \left( \frac{\gamma}{\ln(2 \exp(\gamma) + 1)} - 1 \right).$$

Другой частный случай – отсутствие тренда, когда «тренд» представляет собой константу:  $h(t) = \gamma$ . Тогда (2) вырождается в известную модель AR(1) с константой  $\alpha = -\lambda\gamma$ :

$$\Delta y_{rt} = \alpha + \lambda y_{r,t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Если ряд описывается этой моделью, то разрыв между душевым доходом в регионе и средним по стране остается в среднем постоянным (с точностью до случайных возмущений).

При  $\gamma = 0$  получаем модель AR(1) без константы:

$$\Delta y_{rt} = \lambda y_{r,t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

соответствующую случаю, когда душевой доход в регионе в среднем совпадает со среднероссийским (т.е. собственно душевые доходы  $Y_{rt}$  и  $Y_t$  имеют один и тот же тренд).

Нестационарность ряда  $y_{rt}$ ,  $\lambda = 0$ , когда он не описывается ни одной из приведенных выше моделей, свидетельствует о стохастической дивергенции (случайном блуждании).

Для каждого временного ряда оценивались и тестировались все указанные модели. Если пригодными оказывались два или три вида трендов, выбиралась модель, дающая лучшую подгонку к данным (минимальную сумму квадратов остатков). Для проверки стационарности ряда (относительно нелинейного тренда, константы или нуля в зависимости от тестируемой модели), т.е. гипотезы  $\lambda = 0$  против  $\lambda < 0$  (гипотезы единичного корня), использовался тест Филипса–Перрона, позволяющий учесть автокорреляцию иного типа, чем AR(1), с модификациями процедуры тестирования, предложенными в [Ng, Perron, 2001, 2005; Perron, Ng, 1996]. При тестировании коэффициентов  $\alpha$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$  и в тесте Филлипса–Перрона за критический принят уровень значимости 10%.

### Данные и их предварительный анализ

В качестве исходной информации использованы месячные данные за 2002–2018 гг. (204 временных наблюдения): номинальные душевые доходы и стоимость фиксированного набора потребительских товаров и услуг по регионам. Начало рассматриваемого периода определяется тем, что стоимость фиксированного набора публикуется только с 2002 г., а конец – тем, что с 2019 г. Росстат стал публиковать только квартальные данные о доходах. Стоимость фиксированного набора используется в качестве индикатора регионального уровня цен: оценкой реального (сопоставимого между регионами) душевого дохода является отношение номинального дохода в данном регионе к стоимости фиксированного набора в этом регионе (аналогично с доходом в среднем по России). Источник данных – официальная статистика<sup>1</sup>. Пространственная выборка охватывает 22 региона азиатской части России, при этом автономные округа за исключением Чукотского АО не рассматриваются как отдельные регионы, т.е. «составной» субъект федерации трактуется как единый регион.

На рис. 1 показано распределение реальных душевых доходов в азиатской части России по отношению к среднероссийскому в первом и последнем годах рассматриваемого периода (годовые данные получены усреднением месячных), а в табл. 1 приведены описательные статистики этих распределений наряду со значениями статистик распределений по всей России.

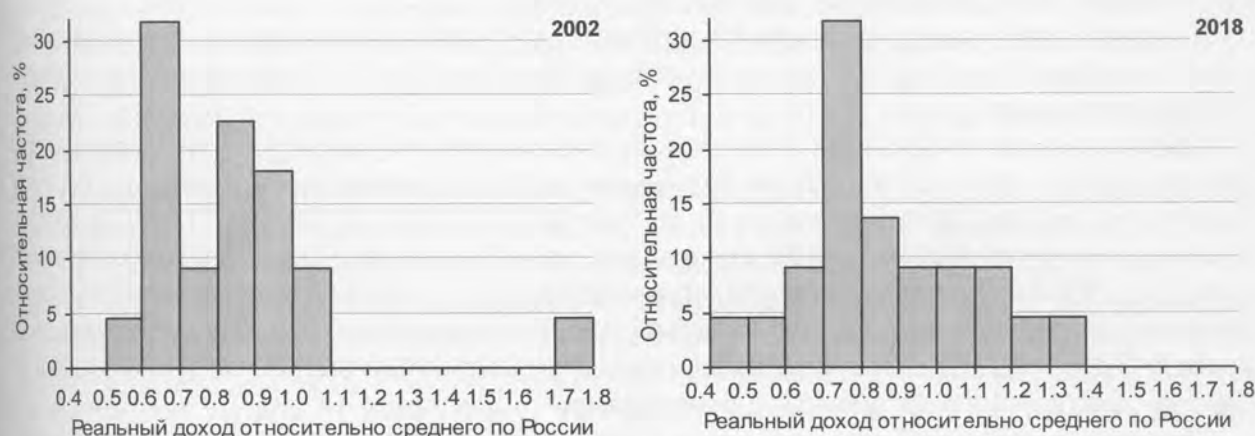


Рис. 1. Распределение реальных душевых доходов в регионах Азиатской России

Таблица 1

Описательные статистики распределений реальных душевых доходов

| Статистика             | Азиатская Россия |       | Россия в целом |       |
|------------------------|------------------|-------|----------------|-------|
|                        | 2002             | 2018  | 2002           | 2018  |
| Минимум                | 0,534            | 0,479 | 0,315          | 0,479 |
| Максимум               | 1,750            | 1,321 | 2,341          | 1,327 |
| Среднее                | 0,844            | 0,873 | 0,803          | 0,861 |
| Медиана                | 0,858            | 0,800 | 0,757          | 0,828 |
| Стандартное отклонение | 0,254            | 0,215 | 0,267          | 0,176 |

<sup>1</sup> Номинальные душевые доходы по регионам – 2002–2007 гг.: сборники «Социально-экономические положение России» за соответствующие месяцы; 2008 г.: Среднедушевые денежные доходы по субъектам Российской Федерации 2008 г. ([http://www.gks.ru/free\\_doc/new\\_site/population/urov/urov\\_11sub2008.xls](http://www.gks.ru/free_doc/new_site/population/urov/urov_11sub2008.xls)); 2009–2013 гг.: Среднедушевые денежные доходы по субъектам Российской Федерации 2009 г. ([http://www.gks.ru/free\\_doc/new\\_site/population/urov/urov\\_11sub09-14.xls](http://www.gks.ru/free_doc/new_site/population/urov/urov_11sub09-14.xls)); 2014–2015 гг.: Среднедушевые денежные доходы по субъектам Российской Федерации ([http://www.gks.ru/free\\_doc/new\\_site/population/urov/2013-2015kv.xls](http://www.gks.ru/free_doc/new_site/population/urov/2013-2015kv.xls)); 2016–2018 гг.: Среднедушевые денежные доходы населения (<https://fedstat.ru/indicator/57039>). Стоимость фиксированного набора потребительских товаров и услуг (<https://www.fedstat.ru/indicator/31052>).

Данные рис. 1 и табл. 1 говорят о неблагоприятном развитии ситуации за период 2002–2018 гг. В то время как в 2002 г. минимальный реальный душевой доход в азиатской части страны (в Забайкальском крае) превышал половину среднероссийского (самый низкий наблюдался тогда в Ингушетии), в 2018 г. он опустился ниже этого уровня, и самой бедной в России стала Тыва. Максимальным в Азиатской России в 2002 г. был реальный душевой доход в Тюменской области, снизившись к 2018 г. до 114,9% от среднего по стране и уступив первое место Чукотскому АО. В стране же самым высоким и в 2002 г., и в 2018 г. был реальный душевой доход в Москве, хотя и там его разрыв со среднероссийским снижался. Средний по азиатской части России реальный душевой доход несколько сократил отставание от среднего по стране, но медиана уменьшилась, т.е. реальные душевые доходы в половине регионов этой части страны стали еще ниже, чем в среднем по России. По стране в целом за 2002–2018 гг. вырос как средний по регионам относительный реальный душевой доход, так и медиана. И если в 2002 г. медиана в азиатской части страны превышала среднероссийскую, то в 2018 г. стала ниже нее. Разброс реальных душевых доходов по регионам азиатской части страны, измеряемый стандартным отклонением (которое можно рассматривать как один из показателей неравенства), заметно уменьшился, но произошло это главным образом за счет снижения доходов в Тюменской области. По России в целом стандартное отклонение реальных душевых доходов тоже снижалось, однако это происходило как за счет снижения высоких относительных доходов, так и за счет роста низких.

Подтверждает выводы предварительного анализа данных и динамика межрегионального неравенства по реальным душевым доходам в Азиатской России в сравнении со страной в целом, показанная на рис. 2.

Динамика индекса Джини в Азиатской России говорит об отсутствии регулярной тенденции в течение 2002–2018 гг. Этим полученная картина отличается от картины по России в целом, где индекс Джини снизился за этот период с 15,1 до 11,1%. Вплоть до 2010 г. в азиатской части страны, как и по России в целом, межрегиональное неравенство в основном снижалось. Но в то время как в стране индекс Джини в 2011–2018 гг. практически стабилизировался на уровне около 11%, в Азиатской России к концу этого периода он увеличился почти на 30%, до 13,3%. Это дает основания предположить, что в данной части страны были довольно распространены процессы дивергенции.

Рассмотрим реальный душевой доход в Азиатской России в целом, рассчитанный как средневзвешенное по регионам этой части страны с весами, равными долям численности населения регионов во всем населении Азиатской России. Его динамика приведена на рис. 3.

Левый график на рис. 3 показывает изменение реального душевого дохода в азиатской части страны по отношению к реальному душевому доходу в России в целом. Как видно,

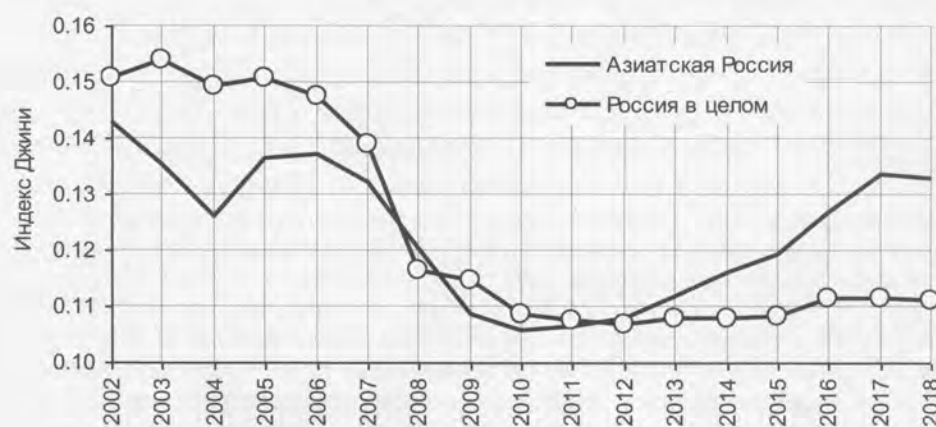


Рис. 2. Межрегиональное неравенство по реальным душевым доходам





Рис. 3. Динамика реального душевого дохода в азиатской части России

в течение всего периода 2002–2018 гг. душевой доход в Азиатской России оставался ниже среднероссийского. И это при том, что данная часть страны включает значительную долю северных и отдаленных территорий, где повышенные доходы должны были бы компенсировать жителям неблагоприятные природные условия. Более того, явственной общей тенденцией является увеличение разрыва между европейской и азиатской частями страны. В 2002 г. реальный душевой доход в Азиатской России составлял 91,7% от среднероссийского, опустившись в 2018 г. до 87,9%.

Правый график на рис. 3 демонстрирует динамику реальных душевых доходов в азиатской части страны и России в целом по отношению к реальному душевому доходу в России в 2002 г. В основном динамика и в стране в целом, и в ее азиатской части качественно подобна. Как и во всей России, в азиатской части страны почти постоянный рост реальных доходов с 2014 г. сменился их неуклонным падением. Траектории заметно различаются лишь на промежутке 2008–2011 гг. Это отражает особенности протекания кризиса 2008–2009 гг. в разных частях страны. Мировой кризис «дошел» до России примерно в четвертом квартале 2008 г., вызвав резкое снижение темпа роста реального душевого дохода за тот год в Европейской России. На азиатскую часть России он подействовал с запозданием, в 2008 г. там сохранялся прежний темп роста реальных доходов. В результате в том году реальный душевой доход в Азиатской России почти вплотную приблизился к среднероссийскому (отставание составило всего 2,6%). Но в следующем году последствия кризиса в азиатской части страны оказались серьезней, чем в европейской: в то время как в России в целом рост реальных доходов продолжился, хотя и низкими темпами, в Азиатской России реальный душевой доход в 2009 г. упал и следующие два года стагнировал, возобновив рост только в 2012 г.

### Результаты анализа разрывов в доходах

В табл. 2 приведены результаты эконометрического анализа временных рядов разрывов между реальными душевыми доходами в регионах Азиатской России и среднероссийским. В каждой строке таблицы указана модель, описывающая временной ряд для данного региона, результат теста на стационарность ряда, и оценки параметров модели. Кроме того, для моделей с трендом указано время полусходимости или удвоения (выделенное полужирным шрифтом). Таким же шрифтом отмечены модели, говорящие о дивергенции.

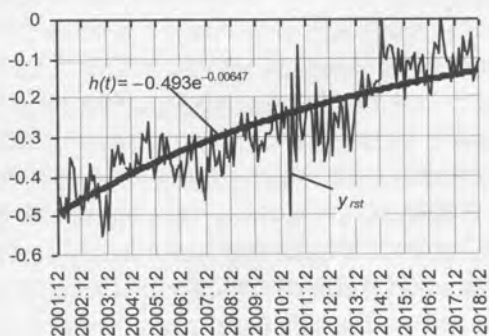
Примеры полученных оценок для всех типов динамики разрыва в доходах (кроме случайного блуждания, которое отсутствует среди проанализированных рядов) в сравнении с фактическими временными рядами разрывов приведены на рис. 4.

Таблица 2

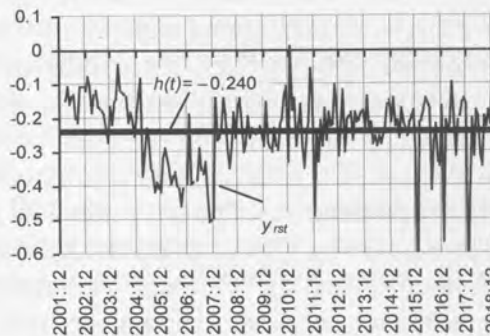
Эконометрические оценки и результаты тестирования моделей разрыва в доходах

| Регион              | Модель      | $\lambda$      | $P(\lambda = 0)$ | $\gamma_s$<br>в модели (3) – $\alpha$ | $\delta$            | $\Theta$ , лет |
|---------------------|-------------|----------------|------------------|---------------------------------------|---------------------|----------------|
| Респ. Алтай         | <b>(2c)</b> | -0,532 (0,062) | 0,000            | -0,470*** (0,025)                     | -0,0010*** (0,0003) | <b>53,3</b>    |
| Алтайский край      | (2b)        | -0,576 (0,064) | 0,000            | -0,470*** (0,021)                     | -0,0030*** (0,0005) | 22,7           |
| Кемеровская обл.    | <b>(2c)</b> | -0,283 (0,049) | 0,038            | -0,022*** (0,007)                     | -0,0046*** (0,0001) | <b>9,1</b>     |
| Новосибирская обл.  | (2a)        | -0,313 (0,049) | 0,000            | -0,237*** (0,025)                     | -0,0032*** (0,0011) | 18,2           |
| Омская обл.         | <b>(2c)</b> | -0,459 (0,056) | 0,000            | -0,007** (0,003)                      | -0,0048*** (0,0001) | <b>8,8</b>     |
| Томская обл.        | <b>(2b)</b> | -0,464 (0,059) | 0,000            | -0,099*** (0,013)                     | 0,0053*** (0,0009)  | <b>11,8</b>    |
| Тюменская обл.      | (2b)        | -0,415 (0,057) | 0,000            | 0,540*** (0,026)                      | -0,0069*** (0,0006) | 6,9            |
| Респ. Тыва          | <b>(2c)</b> | -0,752 (0,069) | 0,000            | -0,578*** (0,021)                     | -0,0007*** (0,0003) | <b>81,8</b>    |
| Респ. Хакасия       | (3)         | -0,642 (0,066) | 0,000            | -0,222*** (0,024)                     |                     |                |
| Красноярский край   | <b>(2c)</b> | -0,377 (0,056) | 0,006            | -0,059*** (0,011)                     | -0,0031*** (0,0006) | <b>13,9</b>    |
| Иркутская обл.      | <b>(2c)</b> | -0,382 (0,055) | 0,006            | -0,124*** (0,011)                     | -0,0030*** (0,0003) | <b>15,0</b>    |
| Респ. Бурятия       | (2b)        | -0,344 (0,053) | 0,000            | -0,378*** (0,035)                     | -0,0034*** (0,0009) | 19,5           |
| Респ. Саха (Якутия) | (3)         | -0,506 (0,062) | 0,000            | -0,020*** (0,006)                     |                     |                |
| Еврейская авт. обл. | <b>(2c)</b> | -0,595 (0,065) | 0,000            | -0,362*** (0,013)                     | -0,0009*** (0,0002) | <b>57,0</b>    |
| Чукотский АО        | (4)         | -0,378 (0,054) | 0,000            |                                       |                     |                |
| Забайкальский край  | (2c)        | -0,344 (0,051) | 0,004            | -0,567*** (0,053)                     | 0,0147*** (0,0031)  | 7,5            |
| Камчатский край     | (3)         | -0,620 (0,065) | 0,000            | -0,148*** (0,017)                     |                     |                |
| Приморский край     | (2b)        | -0,626 (0,066) | 0,000            | -0,493*** (0,019)                     | -0,0064*** (0,0005) | 10,7           |
| Хабаровский край    | (2b)        | -0,410 (0,057) | 0,000            | -0,167*** (0,028)                     | -0,0041** (0,0018)  | 14,9           |
| Амурская обл.       | (2b)        | -0,319 (0,051) | 0,000            | -0,560*** (0,047)                     | -0,0074** (0,0011)  | 9,5            |
| Магаданская обл.    | <b>(2c)</b> | -0,625 (0,065) | 0,000            | 0,016*** (0,006)                      | -0,0045*** (0,0002) | <b>9,1</b>     |
| Сахалинская обл.    | <b>(2c)</b> | -0,233 (0,045) | 0,081            | 0,042*** (0,014)                      | -0,0042*** (0,0004) | <b>9,7</b>     |

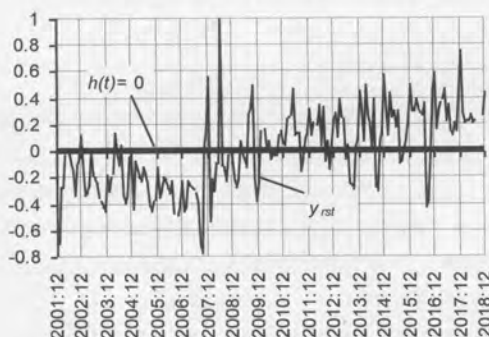
Примечание: В скобках даны стандартные ошибки оценок; \*\*\*, \*\* и \* обозначают статистическую значимость на уровнях 1, 5 и 10% соответственно.  $P(\lambda = 0)$  –  $p$ -значение теста Филлипса–Перрона. Полу жирный шрифт в обозначении модели и последнем столбце отмечает случаи дивергенции, при этом  $\Theta$  является временем удвоения разрыва в доходе.



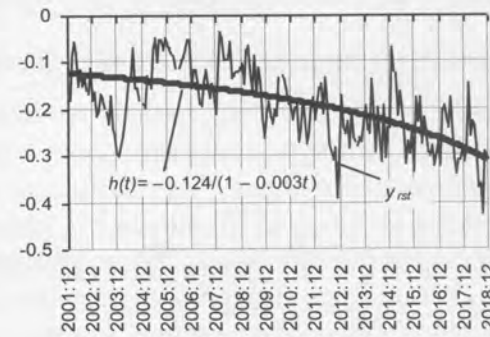
Конвергенция: Приморский край



Постоянный разрыв в доходах: Камчатский край



Отсутствие разрыва в доходах: Чукотский АО



Дивергенция: Иркутская обл.

Рис. 4. Примеры временных рядов и оценок долгосрочных траекторий

Сближение душевых реальных доходов со средним по стране происходило в восьми регионах. При этом в семи из них: в Алтайском, Забайкальском, Приморском, Хабаровском краях, Республике Бурятия, Амурской и Новосибирской областях – относительный доход рос. Однако скорость конвергенции в ряде регионов довольно мала: в Алтайском крае, Новосибирской области и Бурятии время полусходимости составляет около 20 лет, в Хабаровском крае – около 15 лет, в Приморском крае и Амурской области – около 10 лет. При таких темпах многие из этих регионов вряд ли даже подойдут к среднероссийскому уровню реального дохода за обозримое время, учитывая существенные начальное отставание от этого уровня (например, на 43,3% в Забайкальском крае, на 42,9% в Амурской области, на 38,9% в Приморском крае, на 37,5% в Алтайском крае). Снижение относительного реального дохода наблюдалось лишь в Тюменской области, причем довольно быстрое, со временем полусходимости около 7 лет. И если в 2002 г. реальный душевой доход в этой области превосходил среднероссийский на 75%, то в 2018 г. – всего на 15%.

Разрыв в доходах оставался в среднем постоянным в четырех регионах. В Хакасии отставание реального дохода от среднего по стране составляло в среднем 29,2%, на Камчатке – 21,3%. Правда, в Якутии оно было небольшим (3,9%), а на Чукотке реальный душевой доход был примерно на уровне среднего по стране.

Как и следовало ожидать, исходя из предварительного анализа данных, обнаружилось довольно много случаев дивергенции – в 10 регионах: Республики Алтай и Тыва, Кемеровская, Омская, Томская, Иркутская, Магаданская и Сахалинская области, Красноярский край и Еврейская авт. обл. Причем в большинстве из них (в восьми регионах) нарастал отрицательный разрыв со среднероссийским доходом. Правда, в ряде регионов дивергенция была довольно медленной: в Республиках Алтай и Тыва, Еврейской автономной области время удвоения разрыва в доходах находится в диапазоне от 53 до 82 лет. В остальных регионах время удвоения грубо составляет около 10 лет (в Иркутской области – 15 лет). Но какой бы ни была скорость дивергенции, сам факт того, что эти регионы становятся все беднее на фоне страны, явление, безусловно, отрицательное.

В начале периода реальные душевые реальные доходы превосходили среднероссийский в Магаданской (на 1,6%) и Сахалинской областях (на 4,3%), и далее они росли быстрее, чем по стране в целом. Но в данном случае, учитывая особенности этих двух регионов, дивергенцию можно признать позитивным явлением, тем более что начальный разрыв в доходах был невелик, далеко не компенсируя неблагоприятные условия жизни.

На рис. 5 полученные результаты соотнесены с географией.

Процессы конвергенции характерны для большей части регионов юга Дальнего Востока. В Сибири конвергенция за счет роста реальных доходов по отношению к среднероссийскому наблюдалась только в двух регионах: Новосибирской области и Алтайском крае. Тюменская область здесь стоит особняком: в ней конвергенция происходила из-за снижения относительного реального дохода.

Во всех остальных сибирских регионах отставание от среднероссийского уровня реального дохода росло (кроме Хакасии, сохранявшей постоянное отставание – примерно на 30%). В северной части Азиатской России, где реальные доходы должны превосходить средний по стране, компенсируя неблагоприятные условия жизни, ситуация представляется неудовлетворительной. Кроме Тюменской и Магаданской областей реальные душевые доходы в этой части страны не превышают среднероссийский уровень, а в Красноярском крае отставание даже нарастает. В Тюменской области сохранение существующей тенденции может привести к тому, что реальный доход в ней может сравняться со средним по стране, утратив компенсирующую роль.

При оценке всех рассмотренных ранее моделей оказывалось, что поведение разрыва в доходах может соответствовать более чем одной из них. Строгого решения проблемы выбора «самой правильной» модели в таком случае не существует. Один из возможных подходов – «от общего к частному»: в последовательности моделей (2) → (3) → (4) выбирается

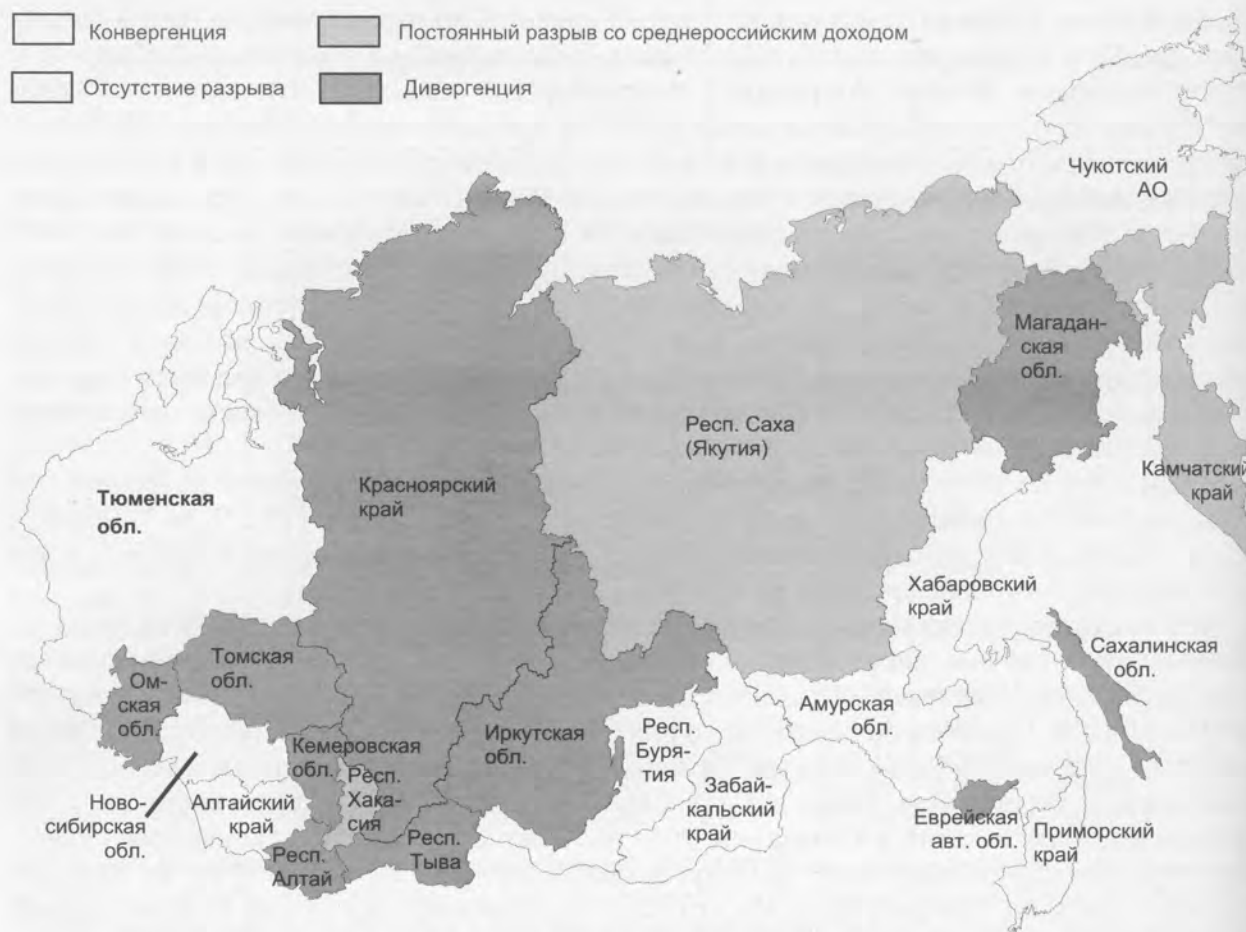


Рис. 5. Пространственная картина долгосрочной динамики реальных душевых доходов

первая из них, удовлетворяющая всем тестам. Именно так выбирались модели, результаты оценки которых представлены в табл. 2.

Однако не лишен смысла и подход «от частного к общему», т.е. обратная последовательность (4) → (3) → (2). Так, если «конкурирующими» оказываются модели (2) и (3), можно предположить, что тренд слабый (возможно, являясь статистическим артефактом) и принять модель (3). Если конкурируют модели (3) и (4), также можно предположить, что хотя константа в модели (3) статистически значима, она невелика и может быть обусловлена случайными факторами, а не свойствами самого процесса, и тогда разумно принять модель (4). И почти во всех случаях, когда временной ряд разрыва в доходах описывается моделью с трендом, он может быть описан также моделью (3) или (4); единственное исключение – Кемеровская область.

Таким образом, при выборе моделей согласно подходу «от частного к общему» картина будет свидетельствовать о консервации ситуации: хотя остается только один случай дивергенции, конвергенция исчезает полностью, так что разрывы со среднероссийским доходом остаются постоянными (с точностью до случайных возмущений) на протяжении всего периода. При этом лишь в Тюменской области реальный душевой доход превышает средний по стране (на 32%), в остальных регионах он в лучшем случае равен среднероссийскому, а в основном – ниже него (вплоть до 47% в Тыве).

### Заключение

Проведенный анализ показывает, что картина динамики реальных душевых доходов в регионах Азиатской России неблагоприятна. Число регионов, где происходила дивергенция

со среднероссийским уровнем реального дохода, превышает число регионов, где происходила конвергенция. Отсюда следует, что в целом долгосрочная тенденция к сближению реальных душевых доходов со средним по России в данной части страны отсутствует.

Вместе с тем, во многих случаях конвергенция и дивергенция весьма слабы (т.е. имеют очень низкую скорость), а иногда, возможно, имеют случайный характер. Если полагаться на данную гипотезу, то картина динамики реальных душевых доходов говорит о консервации ситуации в течение длительного периода.

Таким образом, при сохранении сложившихся за почти 20 лет тенденций нет надежды на сколько-либо существенное сглаживание межрегиональных различий в уровне благосостояния в регионах со сходными природно-географическими условиями и обеспечение достаточных для компенсирующих целей различий в регионах с экстремальными условиями. Тем более нет надежды на то, что реальные доходы в азиатской части страны станут выше, чем в европейской, что является одним из необходимых условий прекращения депопуляции Азиатской России (особенно Дальнего Востока) и ее ускоренного развития.

Следует оговориться, что выявленные тенденции основываются на динамике за весь период 2002–2018 гг., т.е. являются именно долгосрочными. Вследствие этого они, как правило, не могут учесть изменения, произошедшие в несколько последних лет, поскольку невозможно установить, являются ли они временными отклонениями от тенденции или же меняют саму тенденцию. Так, в последние годы в Чукотском АО наблюдается рост реального душевого дохода по отношению к среднему по стране. Но насколько устойчив этот рост, в рамках использованного метода анализа сказать нельзя.

Таким образом, имеется настоятельная необходимость в принятии мер, направленных на перелом существующей в Азиатской России ситуации с доходами населения. Такие меры, естественно, должны быть специфичными для каждого региона. Это требует детального изучения положения в отдельных регионах и разработки предложений, направленных на создание позитивных тенденций.

*Исследование выполнено по гранту № 13.1902.21.0016 Министерства образования и науки РФ в рамках крупного научного проекта «Социально-экономическое развитие Азиатской России на основе синергии транспортной доступности, системных знаний о природно-ресурсном потенциале, расширяющегося пространства межрегиональных взаимодействий», соглашение № 075-15-2020-804 от 02.10.2020 г.*

### Литература

1. Quah D. Galton's Fallacy and tests of the convergence hypothesis // *Scandinavian Journal of Economics*. – 1993. – Vol. 95. – No. 4. – P. 427–443.
2. Bernard A. B., Durlauf S.N. Convergence in international output // *Journal of Applied Econometrics*. – 1995. – Vol. 10. – No. 2. – P. 97–108.
3. Gluschenko K. Nonlinear models of convergence // *Communications in Computer and Information Science*. – 2020. – Vol. 1275. – P. 207–215.
4. Ng S., Perron P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power // *Econometrica*. – 2001. – Vol. 69. – No. 6. – P. 1519–1554.
5. Ng S., Perron P. A note on the selection of time series models // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. – 2005. – Vol. 67. – No. 1. – P. 115–134.
6. Perron P., Ng S. Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties // *Review of Economic Studies*. – 1996. – Vol. 63. – No. 3. – P. 435–463.