
ОТРАСЛЕВЫЕ
ПРОБЛЕМЫ

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ РАЗВИТИЯ
СУХОПУТНЫХ ТРАНСПОРТНЫХ СЕТЕЙ*

© 2016 г. Н.М. Светлов

(Москва)

Неравновесная теоретическая модель долгосрочной экономической динамики, учитывающая доступность агрегированного ресурса и удовлетворение потребностей в продукции или услугах, проверяется на адекватность процессам развития сухопутных транспортных сетей. Ее тестирование проведено на основе рядов динамики протяженности железных дорог, автомагистралей, автодорог с твердым покрытием, автодорог с покрытием и всех автомобильных дорог США за 1871–2013 гг., содержащих длительные пропуски. Используются две неполные нелинейные авторегрессионные эмпирические спецификации, оцениваемые методом максимальной энтропии, различающиеся длительностью лага (1 год и 13 лет). В процедуре оценивания впервые применены эндогенные опорные значения оцениваемых параметров. Для тестирования нулевых гипотез разработан непараметрический критерий статистической неразличимости двух вариационных рядов – эталонного и тестируемого, основанный на площади пересечения полигонов эмпирических распределений. Спецификация с лагом продолжительностью 1 год поддерживает предложенную теоретическую модель. Оценки параметров отклоняют влияние смены технологических укладов на развитие транспортных сетей. Возможная причина – жесткое соотнесение каждого типа сети с определенным технологическим укладом, предполагаемое эмпирической спецификацией. Спецификация с 13-летним лагом отклонена, что не поддерживает значимости инвестиционного лага для процессов развития транспортных сетей.

Ключевые слова: сухопутные транспортные сети, неравновесная модель, метод максимальной энтропии, технологические уклады, инвестиционный лаг.

Классификация JEL: C320, E370, R410.

ВВЕДЕНИЕ

Участие государства в ориентации инвестиционных решений на формирование нового технологического уклада (Дементьев, 2012, с. 29–30) предполагает, что расходовать средства налогоплательщиков, аккумулированные в государственном бюджете, на развитие транспортных сетей следует в согласии с их жизненным циклом. Данная статья изучает жизненные циклы транспортных сетей.

В США протяженность железных дорог с 1916 г., когда она была максимальной, по 2011 г. сократилась более чем вдвое. При этом протяженность автодорог с покрытием уже к 1979 г. выросла в сравнении с 1916 г. более чем на порядок (Wattenberg, 1976; USDT, 1986, 2014). В России фаза роста протяженности железных дорог, возможно, еще не завершена (см., например, (Кретов, 2014)). Тем не менее эксплуатационная длина железных дорог России с 2010 по 2013 г. сократилась на 4 тыс. км, или на 3%, а с 1990 по 2013 г. – на 40 тыс. км, или на 25%, хотя длина путей общего пользования практически не изменилась (Росстат, 2014, с. 428). Эта динамика определяется, кроме прочего, продолжающимся развитием сети автомобильных дорог с твердым покрытием.

* Исследование проведено в рамках темы НИР лаборатории механизмов финансово-промышленной интеграции ЦЭМИ РАН «Принципы формирования рационального баланса технологических и социальных проектов и программ, реализуемых на разных уровнях управления, и сценарии использования благоприятных возможностей России при подъеме очередной длинной волны экономического развития».

В статье проверяются три теоретические гипотезы:

- 1) факторами роста сухопутных транспортных сетей являются доступность ресурсов и степень удовлетворения потребностей в транспортных услугах;
- 2) на рост транспортных сетей существенно влияет смена технологических укладов;
- 3) на рост транспортных сетей существенно влияет длительность освоения инвестиций.

Полученные результаты согласуются с первой гипотезой. Вторая и третья не подтвердились.

Проверяемые гипотезы определяют потребность в длительных (порядка века) рядах динамики, поэтому объектом исследования стали транспортные сети США в период 1871–2013 гг. Страна была выбрана из соображений наличия необходимых статистических данных, размера экономики США и отсутствия масштабных военных действий на территории страны.

В результате исследования теоретические представления о развитии транспортных сетей (Xie, Levinson, 2009; Бушанский, 2002) дополнены неравновесной моделью, ставящей их протяженность в зависимость от доступности ресурсов для развития сетей и потребностей в транспорте. Модель имеет исследовательский потенциал для описания других длительных процессов в экономике (например, строительства жилья, роста производственных мощностей и др.). В определенной степени обогащена эконометрическая методология: впервые реализована неполная (по охвату факторов) авторегрессионная модель с восстановлением пропусков в рядах динамики в процессе оценивания; впервые применено оценивание параметров модели методом максимальной энтропии с переменными опорными значениями; предложен и апробирован новый непараметрический тест для отклонения нулевых гипотез о параметрах неполной эконометрической модели.

Практическое значение имеет вывод, согласно которому развитие сухопутных транспортных сетей не чувствительно к факторам долгосрочной цикличности, обсуждаемым в экономической литературе.

1. ОПЫТ И МЕТОДОЛОГИЯ МОДЕЛИРОВАНИЯ ДИНАМИКИ ТРАНСПОРТНЫХ СЕТЕЙ

От необходимости подробного ознакомления читателя с методологией исследований схожей тематики нас освобождает обзорная статья (Xie, Levinson, 2009). Проанализированные в ней работы обстоятельно исследуют пространственные, политические, микроэкономические факторы роста транспортных сетей. В числе последних существенное внимание уделяется положительным экстерналиям, порождаемым развитием транспортной инфраструктуры. Однако в статье (Xie, Levinson, 2009) не упоминаются работы, рассматривающие динамику протяженности транспортных сетей в контексте теории долгосрочного социально-экономического развития.

Приведем краткий обзор работ по динамике протяженности транспортных сетей, который позволит нам обосновать необходимость оригинальной методологии, адекватной цели данного исследования.

Статья (Dimitropoulos et al., 2005) посвящена прогнозированию спроса на энергию. В ней представлена теоретическая картина формирования спроса на энергию, которая имеет общие черты с формированием спроса на транспортные услуги. Применяется STSM-модель со стохастическим трендом, на параметры которого влияют ненаблюдаемые технологические изменения. Спрос на транспортные услуги также может содержать стохастический тренд, однако протяженность транспортной сети определяется не моментальным спросом, а его ожиданиями на перспективу. Благодаря этому в нашем исследовании имеется возможность отразить долгосрочные технологические сдвиги через вытеснение ранее сложившихся сетей сетями более высокого технического уровня.

В (Gunn et al., 2006) авторы рассматривают калибруемую пространственную дискретно-событийную модель долгосрочного прогнозирования. Для калибровки используются ретроспективные данные и процедура пуассоновской регрессии. При соответствующей модификации такая модель может быть полезной для проверки трех анализируемых нами гипотез, но предопределяет существенно более трудоемкий, едва ли реализуемый на практике путь к достижению этой цели, требуя пространственного описания транспортных сетей в длительной ретроспективе.

Модель оценки варианта модернизации сети автомобильных дорог России, охватывающая сеть в целом и уделяющая особое внимание сельским автодорогам, предложена в статье (Позамантир, Тищенко, 2005). Она основана на формализме межотраслевого баланса, что ограничивает ее применение историческим периодом, в течение которого доступны межотраслевые балансы с необходимой степенью детализации.

Ценным источником сведений о факторах развития транспортной сети служат работы (Лившиц и др., 2013; Бушанский, 2002, 2010). Очевидно, что отражение всей совокупности факторов на протяжении многих десятилетий – задача нереальная. Вот почему в данном исследовании применена *неполная* эмпирическая модель.

Факторы и подходы, изученные в трех вышеназванных статьях, дают возможность уточнения тенденций, выявляемых при посредстве неполной модели, что составляет предмет отдельного исследования.

Обобщая сказанное, заключаем, что методология моделирования транспортных сетей располагает детально разработанным инструментарием, пригодным для решения широкого круга исследовательских задач. Однако специфика нашего исследования, определяемая проверяемыми гипотезами и необходимостью оперировать рядами динамики протяженностью более века, не позволяет достичь успеха, развивая существующие подходы.

2. НЕРАВНОВЕСНАЯ ТЕОРЕТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ДОЛГОСРОЧНОЙ ДИНАМИКИ

Теоретические основы моделирования долгосрочной экономической динамики представлены двумя взаимосвязанными направлениями. Первое направление связано с моделями, идейно близкими приведенным в (Solow, Samuelson, 1953), и исследует инварианты экономической динамики, обусловленные фундаментальными взаимосвязями в рыночной экономике. Второе продолжает исследования (Шумпетер, 2008), следующие идеям австрийской школы, которая полагает творческую деятельность предпринимателя главной движущей силой экономического роста.

В отсутствие ограничений по ресурсам и (или) потребностям аналоги макроэкономических моделей Солоу и Самуэльсона приводят, как правило, к экспоненциальному росту либо к колебаниям вокруг экспоненциальной траектории. Включение ресурсных ограничений определяет либо логистическую траекторию роста, либо колебания вокруг нее. В шумпетерианских моделях на фазах агрессии, синергии и зрелости нового технологического уклада (Перес, 2001) выпуск также растет приблизительно по логистической кривой. По достижении максимума следует спад, обусловленный завершением жизненного цикла устаревающих технологий. Так, согласно идеям Й. Шумпетера формируется циклическая динамика, обуславливающая долгосрочную периодичность показателей экономической конъюнктуры.

Н.Д. Кондратьев, обративший внимание на феномен долгосрочной периодичности конъюнктуры, рассматривает следующие возможные причины (они стали основаниями для второй и третьей гипотез нашего исследования): 1) распространение технологических новшеств (Кондратьев, 1989, с. 200–202); 2) периодическое нарушение баланса спроса и предложения, обусловленное инвестиционными процессами (Кондратьев, 2002, с. 390–391). Действие первой причины должно вызывать периодичность в динамике эффективности, второй – в темпах роста сети.

Синтез этих двух гипотетических причин приводит к обобщенному теоретическому описанию долгосрочной экономической динамики:

$$\mathbf{g}_{t+1} = \text{diag}(\mathbf{g}_t) \nabla \mathbf{g}_t; \quad (1)$$

$$p_t = f_s \left(\frac{\mathbf{u}' \mathbf{g}_t}{s_t} \right); \quad q_t = f_g \left(\frac{d_t}{\mathbf{i}' \mathbf{g}_t} \right); \quad \nabla \mathbf{g}_t = 1 + \mathbf{f}_r \left(\frac{q_{t-1} - p_{t-1} \mathbf{u}}{p_{t-1} \mathbf{u}} \right), \quad (2)$$

где $\mathbf{g}_t = (g_{kt})$ – вектор выпуска продукции (оказания услуг) по технологиям, относящимся к укладу k (далее – по технологиям k), в году t ; $\nabla \mathbf{g}_t = (\nabla g_{kt})$ – вектор темпов роста выпуска по технологиям k в году t ; $\mathbf{u} = (u_k)$ – вектор потребности в агрегированном ресурсе в расчете на единицу

выпуска по технологиям k ; s_t – количество агрегированного ресурса, доступного для использования исследуемым видом деятельности в году t ; p_t – цена агрегированного ресурса в году t ; d_t – потребность в продукции (услугах) данного вида деятельности в году t ; q_t – цена продукции в году t ; l – длительность инвестиционного лага; $f_s(\cdot)$, $f_g(\cdot)$ – неотрицательные монотонно возрастающие функции на $\mathbb{R}_+$; $\mathbf{f}_r(\cdot)$ – монотонно возрастающая вектор-функция на $\mathbb{R}$, отвечающая условию $f_r(0) = 0$; $\mathbf{i}$ – вектор, состоящий из единиц.

Модель обладает следующими особенностями: 1) основана на неравновесном подходе к описанию экономической динамики; 2) отражает воспроизводство капитала, вовлеченного в моделируемый вид экономической деятельности; 3) учитывает различие между технологическими укладами; 4) включает инвестиционный лаг как фактор дисбаланса спроса и предложения.

Неравновесный подход имеет основания в работах (Кондратьев, 1989, с. 200–202; Шумпетер, 2008, с. 53). Его суть заключается в том, что цены определяются не точкой равенства спроса и предложения, а масштабами дисбалансов¹. Он не противоречит равновесному ценообразованию: в моделируемой системе цены могут обеспечивать равенство рыночного спроса и предложения в любой заданный момент времени, но поскольку из рассмотрения исключаются факторы, существенные для достижения моментального равновесия на товарных рынках (бюджетные ограничения, предпочтения, сбережения и т.д.), постольку на первый план среди факторов ценообразования выступают дисбалансы, проявляющиеся в неудовлетворенных потребностях или в снижении загрузки производственных мощностей.

Вторая особенность модели согласуется с точкой зрения Й. Шумпетера (Шумпетер, 2008, с. 269, 408–410), согласно которой движущей силой экономического роста признается инвестирование в основной капитал, обусловленное внедрением инноваций. Норма прибыли на капитал, обусловленная технологическими и социальными условиями его воспроизводства, определяет приток (отток) капитала в данный вид деятельности.

Испытания модели проводились в два этапа. На первом этапе поставлены компьютерные эксперименты с использованием различных ее спецификаций. В частности, в процессе компьютерной имитации в модель вводились случайные отклонения темпов роста от расчетных величин. Оказалось, что чем выше дисперсия случайного компонента темпа роста, тем выше вероятность возникновения периодической динамики выпуска. Такой же эффект имеет увеличение длительности инвестиционного лага. Отклонены нелинейные спецификации функций $f_s(\cdot)$ и $f_g(\cdot)$, поскольку они порождали чрезмерную динамическую неустойчивость. В целом выяснилось, что теоретическая модель при соответствующем подборе параметров позволяет генерировать траектории, схожие с траекториями динамики протяженности сухопутных транспортных сетей США. На этом основании принято решение о переходе к эконометрическому тестированию модели.

3. ДАННЫЕ

Для тестирования модели, приведенной в разд. 2, использованы следующие ряды:

- 1) протяженность железных дорог США – g_{1t} (тыс. миль, 1871–2011 гг.);
- 2) протяженность автомагистралей, финансируемых из федерального бюджета США – g_{2t} (тыс. миль, 1923–2013 гг.);
- 3) протяженность автодорог с твердым покрытием в США, включая автомагистрали, финансируемые из федерального бюджета – g_{3t} (тыс. миль, 1941–2013 гг.);
- 4) протяженность всех автодорог с покрытием в США – g_{4t} (тыс. миль, 1904–1979 гг.);
- 5) протяженность всех автодорог США – g_{5t} (тыс. миль, 1921–2012 гг.);
- 6) валовой внутренний продукт США в ценах 2009 г. – s_t (млрд долл., 1871–2013 гг.);
- 7) численность населения США – d_t (млн чел., 1871–2013 гг.).

Ряды сформированы по следующим источникам: g_{1t} для 1871–1970 гг., g_{5t} для 1921–1969 гг., g_{4t} для 1904–1970 гг., s_t для 1871–1928 гг., d_t для 1871–1970 гг. взяты из (Wattenberg, 1976); d_t для

¹ Этот подход восходит к формализации динамики цен в работе (Arrow et al., 1959).

1971–2013 гг. – (Multpl.com, 2015); s_t для 1971–2013 гг. – (BEA, 2015); g_{1t} и g_{5t} для 1975, 1980 и 1985 г. и 1990–2011 гг., а также g_{5t} для 1970 и 2012 г. – (USDT, 2014); g_{4t} для 1971–1979 гг. – (USDT, 1986); g_{3t} для 1941–1991 гг.; g_{2t} для 1923–1995 гг. (USDT, 1996); g_{3t} для 1992–2013 г., исключая 2009 и 2010 г., и g_{2t} для 1996–2013 г. – (USDT, 2015).

Значения g_{1t} и g_{5t} для 1971–1974, 1976–1979, 1981–1984, 1986–1989 гг., а также g_{3t} для 2009 и 2010 г. получены при помощи линейной интерполяции на основании двух ближайших по времени значений, имеющихся в вышеперечисленных источниках. Значения ВВП в ценах 1929 г., взятые из сборника (Wattenberg, 1976), приведены к 2009 г. по данным сайта (HBrothers, 2015).

4. ЭМПИРИЧЕСКАЯ СПЕЦИФИКАЦИЯ

4.1. Выбор функциональных форм. По результатам компьютерной имитации выбраны следующие спецификации:

$$f_s(s) = p_{\max} \mathbf{u}' \hat{\mathbf{g}}/s; f_g(d) = q_{\max} (1 - \alpha' \hat{\mathbf{g}}/d); f_{rk}(x_k) = \beta_k x_k, \quad (3)$$

где $\hat{\mathbf{g}}$ – вектор оценок протяженности транспортных сетей различных типов, $\alpha = (\alpha_k)$ – вектор оценок производительности транспортных сетей различных типов; β_k – параметр чувствительности темпа роста транспортной сети k к норме прибыли, $p_{\max}$ – цена агрегированного ресурса при его полном использовании, $q_{\max}$ – максимальная (при полном отсутствии предложения) цена транспортных услуг. Остальные обозначения пояснены выше. Как следствие, выражения (2) приобретают форму

$$p_t = p_{\max} \mathbf{u}' \hat{\mathbf{g}}/s; q_t = q_{\max} (1 - \alpha' \hat{\mathbf{g}}/d); \nabla g_{kt} = 1 + \beta_k ((q_{t-1} \alpha_k - p_{t-1} u_k) / (p_{t-1} u_k)). \quad (4)$$

Параметру $p_{\max}$ приписывается постоянное значение, определяющее масштаб модельных цен. В данной спецификации принято $p_{\max} = 20$ у.е./млрд долл. Параметр $q_{\max}$ подлежит оцениванию.

4.2. Переменные модели. Сообразуясь с имеющейся информационной базой, мы включили в вектор $\hat{\mathbf{g}}_t = (\hat{g}_{kt})$ протяженность сетей пяти типов: железных дорог ($k = 1$); автомагистралей, финансируемых из федерального бюджета США ($k = 2$); прочих автодорог: с твердым покрытием ($k = 3$); с облегченным покрытием ($k = 4$); без покрытия ($k = 5$). Агрегированный ресурс аппроксимируется валовым внутренним продуктом, потребность в транспортных услугах – численностью населения.

4.3. Уравнения расчета модельных затрат ресурсов и удовлетворения потребностей. Включение в эмпирическую спецификацию уравнений

$$s_t = \mathbf{u}' \hat{\mathbf{g}}_t + \varepsilon_{st}, d_t = \alpha' \hat{\mathbf{g}}_t + \varepsilon_{dt} \quad (5)$$

для расчета затрат агрегированного ресурса (прямых и косвенных в совокупности) и удовлетворения потребности в транспортных услугах необходимо в связи с введением в модель параметров α и $q_{\max}$, которые в отсутствие данных условий слабо детерминированы. Здесь ε_{st} и ε_{dt} – остатки уравнений регрессии аппроксиматоров ресурса и потребности в году t .

4.4. Домены параметров и остатков уравнений регрессии. При определении доменов оцениваемых параметров используются априорные знания, выражаемые условиями:

$$u \in \mathbb{R}_+^5; \alpha \in \mathbb{R}_+^5; \beta \in \mathbb{R}_+^5; u_2 > \dots > u_5; \alpha_2 > \dots > \alpha_5; \quad (6)$$

$$\varepsilon_{st} \in (-s_t; s_t); \varepsilon_{dt} \in (-d_t; d_t); \mathbb{E}(\varepsilon_{st}) = \mathbb{E}(\varepsilon_{dt}) = 0; \zeta_{kt} \in (-\tilde{g}_k; \tilde{g}_k); \mathbb{E}(\zeta_{kt}) = 0,$$

где ζ_{kt} – остаток уравнения регрессии протяженности транспортной сети вида k в году t ; $\tilde{g}_k$ – максимальная протяженность транспортной сети k за исследуемый период; $\mathbb{E}(\cdot)$ – математическое ожидание соответствующих величин. Подразумевается, что $\alpha = (\alpha_k)$ и $\beta = (\beta_k)$. Отсюда имеем:

$$\begin{aligned} u_5 &= \rho_{u5} u_4; \alpha_5 = \rho_{\alpha5} \alpha_4; \\ u_k &= \rho_{uk} u_{k-1} + (1 - \rho_{uk}) u_{k+1}, k \in \{3, 4\}; \alpha_k = \rho_{\alpha k} \alpha_{k-1} + (1 - \rho_{\alpha k}) \alpha_{k+1}, k \in \{3, 4\}; \\ \text{Arctg}(u_1) &= \frac{\pi}{2} \rho_{u1}; \text{Arctg}(\alpha_1) = \frac{\pi}{2} \rho_{\alpha1}; \\ \text{Arctg}(u_2) &= \frac{\pi}{2} \rho_{u2} + (1 - \rho_{u2}) \text{Arctg}(u_3); \text{Arctg}(\alpha_2) = \frac{\pi}{2} \rho_{\alpha2} + (1 - \rho_{\alpha2}) \text{Arctg}(\alpha_3); \end{aligned} \quad (7)$$

$$\text{Arctg}(\beta_k) = \frac{\pi}{2} \rho_{\beta k}, \quad k \in \{1, \dots, 5\}; \quad \zeta_{kt} = (1 - 2\rho_{\zeta kt}) \tilde{g}_k \quad \forall k, t; \quad (8)$$

$$\varepsilon_{st} = (1 - 2\rho_{st}) s_t \quad \forall t; \quad \varepsilon_{dt} = (1 - 2\rho_{dt}) d_t \quad \forall t; \quad \rho_{uk}, \rho_{ak}, \rho_{\beta k}, \rho_{sk}, \rho_{dk}, \rho_{\zeta kt} \in (0; 1) \quad \forall k, t.$$

В представлении (7) все оцениваемые параметры либо их арктангенсы, а также остатки уравнений регрессии имеют конечные домены. Это обстоятельство существенно для выбора процедуры оценивания.

4.5. Длительность инвестиционного лага. Введены две спецификации: в одной $l = 1$, в другой $l = 13$. В первой инвестиционный лаг минимален, а во второй соответствует теоретически предсказываемому значению, определяющему период колебаний продолжительностью 52 года, который может быть отождествлен с кондратьевскими циклами (Светлов, 2012). Такой лаг, с учетом сроков предпроектных и изыскательских работ, в целом характерен для транспортных проектов.

Эконометрическая модель определяется условиями (4), (5), (7) и уравнениями

$$\begin{aligned} \hat{g}_{kt} &= \hat{g}_{k,(t-1)} \nabla g_{kt} \quad \forall k, t; \\ g_{1t} &= \hat{g}_{1t} + \zeta_{1t} \quad \forall t \in T_k; \\ g_{kt} &= \left(\sum_{k=2}^k \hat{g}_{kt} \right) + \zeta_{kt} \quad \forall k \in \{2, \dots, 5\} \quad \forall t \in T_k, \end{aligned} \quad (9)$$

которые специфицируют выражение (1) нашей теоретической модели, где T_k – множество лет, за которые имеются в наличии значения g_{kt} .

5. ПРОЦЕДУРЫ ОЦЕНИВАНИЯ И ТЕСТИРОВАНИЯ ПАРАМЕТРОВ

Эмпирическая модель является *неполной*: набор отражаемых ею существенных факторов динамики протяженности транспортной сети неисчерпывающий. Во-первых, модель не включает многие факторы, значимость которых подтверждается предшествующими исследованиями. Во-вторых, ресурсы, аппроксимируемые в нашей спецификации значениями ВВП, используются не только на сооружение транспортных сетей. Следовательно, величины p_t в эмпирической модели детерминируются не только степенью использования агрегированного ресурса.

Выбирая процедуру оценивания, мы учитываем следующие обстоятельства: неполноту модели (как следствие, неприемлемость предположений о нормальности распределения остатков и об отсутствии их автокорреляции); наличие пропусков в данных; невозможность линеаризации модели; ограничения на домены параметров модели. Остановились на методе максимальной энтропии (GME). Необходимое условие его применения – конечность доменов всех оцениваемых параметров и остатков уравнений регрессии. Это требование выполнено благодаря представлению (7), (8).

Для каждого оцениваемого параметра, арктангенсов параметров и остатков мы используем по два опорных значения, подобно методу (Разумнова, Светлов, 2010). В нашей спецификации опорные значения задают границы доменов оцениваемых величин, которые обоснованы имеющимися в нашем распоряжении априорными знаниями. При этом в качестве опорных значений некоторых параметров выступают искомые оценки других параметров. Такое представление применяется нами впервые в практике GME-оценивания.

В нашем случае GME-оценивание сводится к решению задачи математического программирования, включающей условия (4), (5), (7) – (9) и целевую функцию

$$\begin{aligned} & \sum_k (\rho_{uk} \log_2 \rho_{uk} + \rho_{ak} \log_2 \rho_{ak} + \rho_{\beta k} \log_2 \rho_{\beta k}) + \\ & + \sum_t \left(\rho_{st} \log_2 \rho_{st} + \rho_{dt} \log_2 \rho_{dt} + \sum_k \rho_{\zeta kt} \log_2 \rho_{\zeta kt} \right) \rightarrow \min. \end{aligned} \quad (9)$$

Ее переменными являются $\hat{g}_{kl}(\forall k, t), \mathbf{u}, \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta}, \varepsilon_{st}, \varepsilon_{dt}, \zeta_{kt}, \rho_{uk}, \rho_{ak}, \rho_{\beta k}, \rho_{sk}, \rho_{dk}, \rho_{\zeta kt}(\forall k, t), q_{max}$. Формулировка задачи содержит ряд строгих неравенств, которые в числовой модели заменены на нестрогие. По результатам решения числовой модели проверяется неэффективность этих ограничений.

В контексте GME-оценивания функции распределения вероятностей оценок параметров неизвестны по причине изначально допускаемой неполноты модели, поэтому мы не можем воспользоваться t -критерием. В подобных случаях рассчитываются интервальные GME-оценки параметров, получаемые при помощи бутстрапинга на основе случайных выборок из имеющейся совокупности (Rezek, Campbell, 2007). Такой подход не пригоден для авторегрессионных моделей, в которых наблюдения зависимы. Применительно к ним имеется опыт проверки тестом Уилкоксона различий в воспроизведенных значениях эндогенной переменной при нулевом и фактическом значении параметра (Разумнова, Светлов, 2010), но он пригоден только для авторегрессии с эндогенной классификацией моментов времени, и даже при этом условия семантика результата тестирования вызывает вопросы: в определенных условиях нулевая гипотеза может быть заведомо отклонена на любом уровне значимости при сколь угодно малом отличии оценки от нуля. В классической работе по GME-оцениванию (Golan, Vogel, 2000) с успехом используется логарифмический тест отношения правдоподобия, но его применимость ограничивается линейными моделями.

В связи с этим разработан непараметрический статистический тест, проверяющий неразличимость двух ранжированных рядов – эталонного и тестируемого. В качестве эталонного ряда принимается ранжированный ряд воспроизведенных моделью значений эндогенной переменной, в качестве тестируемого – аналогичный ряд, полученный при замене в модели тестируемого параметра нулем или другим значением, неразличимость которого по отношению к оценке постулируется нулевой гипотезой. Тест основан на функции плотности распределения вероятностей

$$p(x) = \frac{1}{(\#T - 1)(x_t - x_{t-1})}, \quad x_{t-1} \leq x \leq x_t, t \in T \setminus \{1\},$$

где x_t – значение с номером t ранжированного ряда, $\#$ – оператор числа элементов множества.

Критерием служит площадь пересечения графиков $p(x)$ и $p(\hat{x})$ – аналогичной функции, построенной на основании тестируемого ряда. Критическое значение определяется индивидуально для конкретной функции $p(x)$ путем бутстрапинга, данные для которого в этом случае генерируются не по выборкам, как у (Rezek, Campbell, 2007), а непосредственно при помощи этой функции. Если площадь пересечения меньше критической, гипотеза о неразличимости рядов отклоняется. Соответственно, нулевая гипотеза о параметре модели отклоняется, если при замене оценки параметра значением, соответствующим нулевой гипотезе (нулем или другим граничным значением), модель генерирует значения эндогенной переменной, существенно отличающиеся, в смысле вышеописанного теста, от сгенерированных до замены.

Проверка нулевых гипотез проводится в отдельности по каждой из семи эндогенных переменных (за исключением случаев, когда эндогенную переменную невозможно вычислить при нулевом значении параметра).

6. РЕЗУЛЬТАТЫ МОДЕЛИРОВАНИЯ

6.1. Оценки параметров. В табл. 1 приведены оценки параметров $\mathbf{u}$ (потребность сетей в ресурсе) и $\boldsymbol{\alpha}$ (производительность сетей) для двух спецификаций модели, различающихся длительностью инвестиционного лага. В спецификации $l = 1$ гипотезы о попарной статистической неразличимости соседних значений параметров отклоняются всеми эндогенными переменными, в спецификации $l = 13$ – не менее чем шестью, за исключением гипотезы о неотличимости u_5 от нуля, которую невозможно тестировать по трем эндогенным переменным: протяженности автодорог без покрытия, величине ВВП и численности населения.

Оценки параметров $\boldsymbol{\beta}$ – чувствительности динамики сетей к норме прибыли – содержатся в табл. 2. Они могут тестироваться на неразличимость с нулевым значением только по тем трем

Таблица 1. Оценки параметров u_k и α_k

k	Тип сети	α_k , тыс. чел./миль		u_k , млн долл./миль	
		$l = 1$	$l = 13$	$l = 1$	$l = 13$
1	Железные дороги	0,129***	0,149*	1,103***	1,229*
2	Автомагистрали	0,147***	0,118**	1,247***	0,923*
3	Автодороги с твердым покрытием	0,041***	0,054***	0,352***	0,277***
4	Автодороги с облегченным покрытием	0,010***	0,017**	0,084***	0,137*
5	Автодороги без покрытия	0,002***	0,007***	0,017***	0,059*

* Гипотезы о неотличимости параметра от значений в ячейках, расположенных сверху и снизу (для железных дорог – только снизу, для автодорог без покрытия – от значения в ячейке сверху и от нуля), отвергаются при $\alpha = 0,01$ всеми эндогенными переменными, по которым возможно тестирование, кроме протяженности дорог с твердым покрытием.

** Гипотеза о неотличимости параметра от значения в ячейке, расположенной сверху, отвергается при $\alpha = 0,01$ всеми эндогенными переменными; от значения в ячейке, расположенной снизу, – всеми, кроме протяженности дорог с твердым покрытием.

*** Гипотеза о неотличимости параметра от значений в ячейках, расположенных сверху и снизу (для железных дорог – только снизу, для автодорог без покрытия – от значения в ячейке сверху и от нуля), отвергается при $\alpha = 0,01$ всеми эндогенными переменными, по которым возможно тестирование.

Таблица 2. Оценки параметров β_k

k	Тип сети	$l = 1$	$l = 13$
1	Железные дороги	7,208*	0,365*
2	Автомагистрали	4,906**	1,270**
3	Автодороги с твердым покрытием	8,509*	0,095*
4	Автодороги с облегченным покрытием	9,818*	1,925*
5	Автодороги без покрытия	0,422*	0,764*

* Гипотеза о неотличимости параметра от нуля отвергается при $\alpha = 0,01$ переменной, представляющей соответствующую транспортную сеть.

** Гипотеза о неотличимости параметра от нуля отвергается при $\alpha = 0,01$ переменной, представляющей соответствующую транспортную сеть, а также воспроизведенными значениями ВВП и численности населения.

эндогенным переменным, на которые влияют, т.е. по протяженности соответствующего вида транспортной сети, величине ВВП и численности населения. По протяженности соответствующей сети гипотезы о неотличимости параметров β от нуля отклоняются при $\alpha = 0,01$. По другим двум эндогенным переменным аналогичная гипотеза отклоняется только для β_2 (табл. 2).

Оценка параметра q_{max} составляет 388,7 у.е./млн чел. при $l = 1$ и 267,2 у.е./млн чел. при $l = 13$. Нулевая гипотеза о ней отклоняется при $\alpha = 0,01$ по всем эндогенным переменным.

В целом результаты тестирования нулевых гипотез о параметрах модели поддерживают выбранную теоретическую модель. Замена оценок параметров граничными значениями существенно влияет почти на все ряды значений эндогенных переменных. Среди параметров нет ни одного, который не оказывал бы существенного влияния ни на одну эндогенную переменную.

6.2. Воспроизведение моделью фактических данных. Качество воспроизведения моделью эмпирических данных отражают показатели, представленные в табл. 3. Для авторегрессионных моделей тесная корреляция рангов фактических и воспроизведенных значений рядов динамики вполне естественна и не свидетельствует о качестве модели. Напротив, в случае автомагистралей корреляция довольно слабая для модели данного типа. Дело в том, что в течение исследуемого периода перечень автомагистралей, финансируемых из федерального бюджета, пересматривался по крайней мере дважды, что не могло не отразиться на результате.

В связи с вышесказанным сосредоточим свое внимание на воспроизведении моделью темпов роста сетей. Здесь корреляция рангов значительно слабее, но гипотеза об отсутствии корреляции

Таблица 3. Коэффициенты корреляции рангов воспроизведенных и фактических протяженностей и темпов роста транспортных сетей

Переменная	ЖД	АМ	ТП	П	А	ВВП	Н
$l = 1$							
Протяженность сети	0,952*	0,916*	0,998*	0,997*	0,936*	0,999*	0,999*
Темп роста: годовой	0,625*	0,416*	0,579*	0,465*	0,163	0,760*	0,539*
пятилетний	0,777*	0,584*	0,883*	0,407*	0,118	0,759*	0,552*
десятилетний	0,880*	0,752*	0,914*	0,261	0,495*	0,775*	0,694*
двадцатилетний	0,934*	0,717*	0,962*	0,565*	0,716*	0,782*	0,791*
$l = 13$							
Протяженность сети	0,988*	0,871*	0,997*	0,998*	0,930*	0,999*	0,999*
Темп роста: годовой	0,633*	0,525*	0,608*	0,575*	0,205	0,519*	0,498*
пятилетний	0,804*	0,637*	0,862*	0,549*	0,212	0,583*	0,545*
десятилетний	0,885*	0,748*	0,854*	0,628*	0,215	0,652*	0,686*
двадцатилетний	0,941*	0,710*	0,867*	0,879*	0,307*	0,649*	0,786*

Примечание. Здесь и далее приняты следующие обозначения: ЖД – железные дороги; АМ – автомагистрали; ТП – автомагистрали и автодороги с твердым покрытием; П – все автодороги с покрытием; А – все автодороги; ВВП – валовой внутренний продукт; Н – население.

* Нулевая гипотеза о коэффициенте корреляции рангов отклоняется t -тестом при $\alpha = 0,01$.

отклоняется почти для всех типов сетей. Обратим внимание на то, что корреляция рангов темпов роста по сети всех автодорог оказывается очень низкой, в отдельных случаях она даже не позволяет отклонить нулевую гипотезу, при том что корреляция рангов протяженности автодорог приемлемая. Дело в том, что воспроизведенные изменения протяженности дорог не всегда совпадают с фактическими по времени, но в итоге не порождают систематических отклонений протяженности сети в сравнении с фактом. Как только накопленное отклонение от факта становится слишком велико, разница между двумя приростами – фактическим и воспроизведенным моделью – меняет знак и расхождения начинают сокращаться.

Коэффициенты корреляции рангов годовых приростов протяженности сетей низкие. Однако с увеличением длительности периода прироста корреляция рангов становится все тесней, и среди корреляций фактических и воспроизведенных двадцатилетних приростов уже не остается незначимых. Это ожидаемый результат: теоретическая модель, которую мы апробируем, призвана описывать долгосрочную динамику и не содержит многих факторов, влияющих на годовой темп роста. В длительном же периоде уровни двух факторов, которые модель учитывает, удовлетворительно детерминируют темпы роста, обеспечивая взаимную компенсацию отклонений годовых темпов роста от долгосрочных. Модель успешно воспроизводит особенности динамики сетей в масштабе времени порядка десятилетий, включая смену роста протяженности железных дорог сокращением в первой трети XX в.

Графики остатков (рис. 1, 2) свидетельствуют об автокорреляции остатков в обеих спецификациях. Поскольку мы оцениваем параметры заведомо неполной модели с использованием адекватной процедуры, этот результат соответствует ожиданиям. Он не вызывает сомнения в оценках параметров модели. Однако на рис. 2 остатки не только автокоррелированы, но и периодичны, что особенно заметно на примере железных дорог. Это означает, что тринадцатилетний инвестиционный лаг, который должен воспроизводить примерно полувековую периодичность, гипотетически присутствующую в динамике транспортных сетей, действительно генерирует ее в воспроизведенных значениях, а вот в исходных данных аналогичная периодичность либо отсутствует, либо имеет существенно меньшую амплитуду. В связи с этим спецификацию $l = 13$ мы отклоняем и делаем вывод о статистической несущественности длительного инвестиционного лага для динамики сухопутных транспортных сетей США.

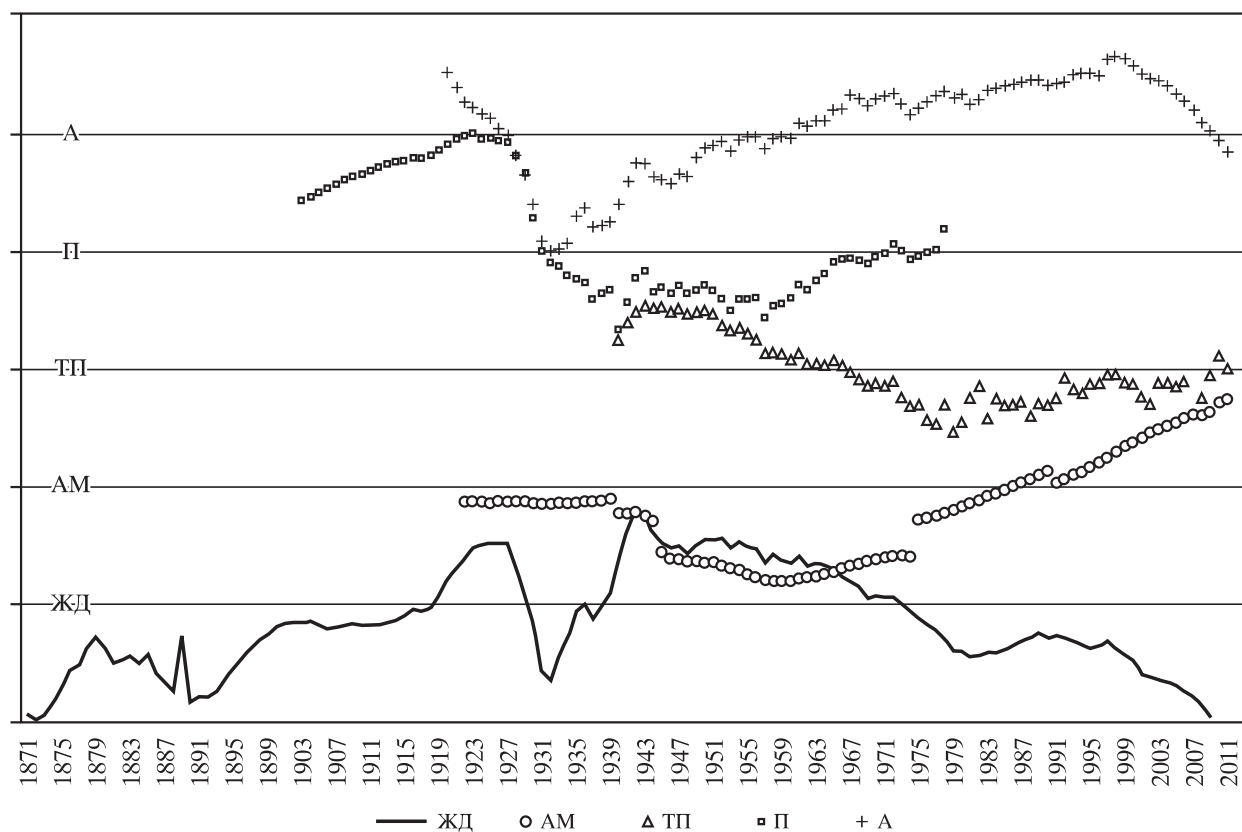


Рис. 1. Нормированные остатки протяженности транспортных сетей различных видов при $l = 1$

Примечание. Горизонтальная ось для каждого вида дорог соответствует нулевому остатку для соответствующего ряда.

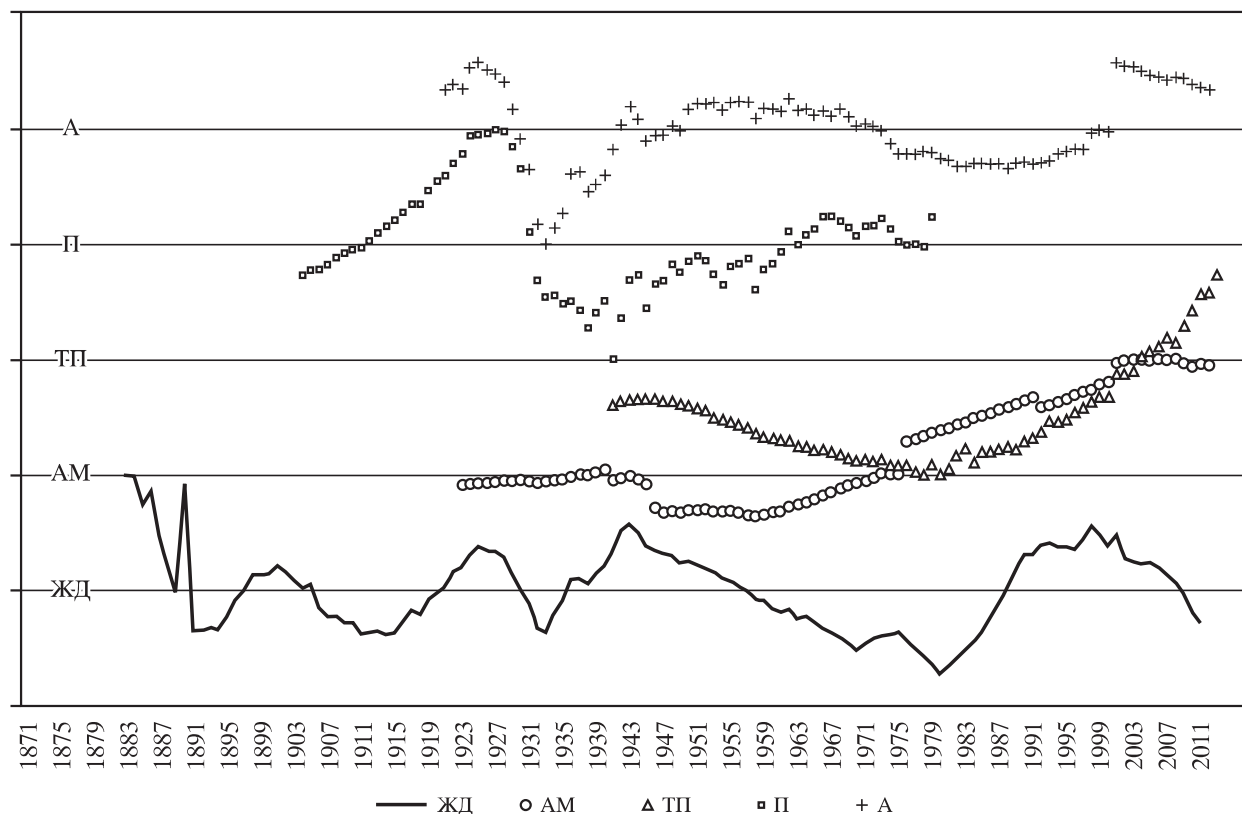


Рис. 2. Нормированные остатки протяженности транспортных сетей различных видов при $l = 13$

Примечание. Горизонтальная ось для каждого вида дорог соответствует нулевому остатку для соответствующего ряда.

6.3. Значимость технологических укладов. В теоретической модели (1)–(2) различия между технологическими укладами выражаются только компонентами вектора $\mathbf{u}$. В эмпирической спецификации способность различных транспортных сетей удовлетворять потребности в транспортных услугах различна. Поэтому для решения вопроса о том, является ли смена технологических укладов значимым фактором динамики транспортных сетей, рассчитан объем удовлетворения потребности в транспортных услугах на единицу ресурса $\alpha_k/u_k \forall k$.

Основываясь на времени возникновения сетей каждого типа, предполагаем, что технологическая основа автодорог без покрытия и с облегченным покрытием ($k \in \{4, 5\}$) относится к первому технологическому укладу по классификации, приведенной в (Глазьев, 1993, гл. 5, п. 1). Признак принадлежности – возможность эксплуатации гужевого и верхового транспорта. Технологическая основа железных дорог ($k = 1$) отнесена к третьему укладу (необходим, по крайней мере, паровой двигатель); автодорог с твердым покрытием и автомагистралей ($k \in \{2, 3\}$) – к четвертому укладу (требуется двигатель внутреннего сгорания). Мы предполагаем, что смена технологических укладов обуславливает переход показателя α_k/u_k на новый, более высокий уровень. Отсюда приведенные в табл. 4 теоретические соотношения между значениями этого показателя для транспортных сетей, относящихся, предположительно, к разным укладам.

Таблица 4. Оценки объема удовлетворения потребности в транспортных услугах на единицу ресурса транспортными сетями разных типов, чел./тыс. долл. ВВП

Тип сети	БП	ЛП	ЖД	ТП	АМ
Значение k	1	2	3	4	5
Предполагаемый номер технологического уклада	1	1	3	4	4
Значение α_k/u_k	0,1189	0,1251	0,1213	0,1962	0,1275
Теоретическое соотношение α_k/u_k и α_{k+1}/u_{k+1}	не определено	<	<	не определено	×
Эмпирическое соотношение α_k/u_k и α_{k+1}/u_{k+1}	<	>	<	>	×

Примечание. ЛП – автодороги с облегченным покрытием; БП – автодороги без покрытия.

Данные, приводимые в табл. 4, не подкрепляют предполагаемого распределения транспортных сетей по укладам. В самом деле, железные дороги производительней дорог с облегченным покрытием, существовавших задолго до возникновения промышленности, в современном понимании этого слова, но в несколько большей мере, по нашим оценкам, превосходят их в ресурсоемкости. В итоге дороги с облегченным покрытием превосходят железнодорожные сети по способности трансформировать ресурсы в услугу. Значит, причиной распространения железных дорог в XIX в. была не столько эффективность, сколько способность удовлетворять такие потребности в транспорте, которые затруднительно удовлетворить при посредстве сетей прежних типов. Этот вывод подтверждается и прогрессом в сооружении автодорог с твердым покрытием, не вызвавшим исчезновения железных дорог. В нашей модели фактор специфических потребностей частично отражается вектором β . Так, по результатам оценивания, автодороги с твердым покрытием наименее чувствительны к норме прибыли транспортных услуг. Причина в том, что они вне конкуренции в удовлетворении специфических потребностей владельцев индивидуального транспорта.

ВЫВОДЫ

Теоретическая модель, увязывающая процессы формирования сухопутных транспортных сетей с доступностью ресурсов и удовлетворением потребностей в транспортных услугах, поддерживается данными США. Вместе с тем она описывает не все существенные факторы динамики сухопутных транспортных сетей – следовательно, открыта к дополнению другими факторами, специфическими для страны, периода времени и вида экономической деятельности.

Полученные нами результаты не подтвердили значимости тринадцатилетнего инвестиционного лага – одной из вероятных причин полувековой цикличности экономической конъюнктуры – для динамики транспортных сетей. Не подтвердилась также значимость смены технологических укладов. Вероятная причина этих двух отрицательных результатов – жесткое соотнесение каждого типа транспортной сети с единственным технологическим укладом и, следовательно, постоянство параметров α и β во времени. Данное предположение может быть смягчено путем сопоставления некоторым типам сетей не одного, а двух или более компонентов каждого из трех векторов с последующим использованием приема эндогенной классификации моментов времени (Разумнова, Светлов, 2010). Эту возможность предполагается опробовать в перспективе. Вторая возможная причина – длительные сроки исчерпания потенциала технологического уклада, дающего старт развитию сети, обусловленные тем, что достижение конкурентоспособной протяженности принципиально новой сети требует многих десятилетий. Эти сроки еще более продлеваются заимствованием технологий следующих укладов ранее сложившимися сетями. Наконец, имеет значение различие видов транспортных услуг, доступных при посредстве сетей разных типов.

Аналогичные эконометрические модели могут использоваться для долгосрочных сценарных прогнозов протяженности сухопутных транспортных сетей, позволяющих предвидеть потребности в мощностях, кадрах и финансовых ресурсах на их сооружение и содержание. Развитие эмпирической модели может принести пользу изучению влияния на динамику транспортных сетей специфики транспортных услуг, финансовых и топливных кризисов, институциональных факторов.

Результаты проведенного исследования аргументируют важное для обоснования национальной экономической политики теоретическое положение: ожидание смены технологического уклада не должно рассматриваться как аргумент в пользу сокращения инвестиций в развитие существующих транспортных сетей² при наличии экономически обоснованных проектов. Моделирование показало, что различия в эффективности транспортных сетей, рожденных технологиями разных укладов, недостаточны для того чтобы однозначно связать те или иные транспортные сети с определенным технологическим укладом.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Бушанский С.П. (2002). Модели эффективного развития сети автомобильных дорог // *Экономика и математические методы*. Т. 38. № 4. С. 70–77.
- Бушанский С.П. (2010). Платные автодороги и управление функционированием дорожной сети // *Экономическая наука современной России*. № 1. С. 94–108.
- Глазьев С.Ю. (1993). Теория долгосрочного социально-экономического развития. М.: ВлаДар.
- Дементьев В.Е. (2012). Длинные волны в экономике: инвестиционный аспект. Препринт № WP/2012/297. М.: ЦЭМИ РАН.
- Кондратьев Н.Д. (1989). Проблемы экономической динамики. М.: Экономика.
- Кондратьев Н.Д. (2002). Большие циклы экономической конъюнктуры. В кн.: “*Большие циклы экономической конъюнктуры и теория предвидения: Избранные труды*”. М.: Экономика.
- Кретов Б.И. (2014). Геополитические аспекты транспортной политики России: трансконтинентальные транспортные коридоры // *Поиск: политика, обществоведение, искусство, социология, культура*. № 2. С. 25–34.
- Лившиц В.Н., Позамантир Э.И., Смоляк С.А. (2013). Система тарифов по грузовым перевозкам, осуществляемым в России ОАО “РЖД” // *Экономика и математические методы*. Т. 49. № 3. С. 42–56.
- Перес К. (2011). Технологические революции и финансовый капитал. Динамика пузырей и периодов процветания. М.: Дело, АНХ.
- Позамантир Э.И., Тищенко Т.И. (2005). Оценка народнохозяйственного эффекта модернизации и развития сети автомобильных дорог России // *Экономика и математические методы*. Т. 41. № 1. С. 65–79.
- Разумнова Л.Л., Светлов Н.М. (2010). Влияние финансового рынка на цену нефти // *Экономика и математические методы*. Т. 46. № 4. С. 38–54.

² Этот вывод принадлежит В.Е. Дементьеву.

Росстат (2014). Российский статистический ежегодник.

Светлов Н.М. (2012). Большие циклы валовых сборов зерна: в чем причина? // *Экономика сельского хозяйства России*. № 2. С. 52–57.

Шумпетер Й.А. (2008). Теория экономического развития. М.: Директмедиа Паблишинг.

Arrow K., Block H., Hurwicz L. (1959). On the Stability of the Competitive equilibrium, II // *Econometrica*. Vol. 27. No. 1. P. 82–109.

BEA (2015). Current-Dollar and “Real” Gross Domestic Product. [Электронный ресурс] US Department of Commerce: Bureau of Economic Analysis. Режим доступа: <http://www.bea.gov/national/xls/gdplev.xls>, свободный. Загл. с экрана. Яз. англ. (дата обращения: сентябрь 2015 г.).

Dimitropoulos J., Hunt L.C., Judge G. (2005). Estimating Underlying Energy Demand Trends Using UK Annual Data // *Applied Economics Letters*. No. 12(4). P. 239–244.

Golan A., Vogel S. (2000). Estimation of Non-Stationary Social Accounting Matrix Coefficients with Supply-Side Information // *Economic systems research*. No. 4. P. 447–471.

Gunn H., Miller S., Burge P. (2006). The External Validation of NTM / Association for European Transport and Contributors.

HBrothers (2015). Inflation Calculator. [Электронный ресурс] // *DollarTimes*. HBrothers. Режим доступа: <http://www.dollartimes.com/calculators/inflation.htm>, свободный. Загл. с экрана. Яз. англ. (дата обращения: сентябрь 2015 г.).

Multpl.com (2015). US Population by Year. [Электронный ресурс]. Режим доступа: <http://www.multpl.com/united-states-population/table>, свободный. Загл. с экрана. Яз. англ. (дата обращения: сентябрь 2015 г.).

Rezek J., Campbell R. (2007). Cost Estimates for Multiple Pollutants: A Maximum Entropy Approach // *Energy Economics*. No. 29. P. 503–519.

Solow R., Samuelson P. (1953). Balanced Growth under Constant Returns to Scale // *Econometrica*. Vol. 21. No. 3. P. 412–424.

USDOT (1986). Highway Statistics Summary to 1985. US Department of Transportation: Federal Highway Administration. [Электронный ресурс]. Режим доступа: <http://isddc.dot.gov/OLPFiles/FHWA/013223.pdf>, свободный. Яз. англ. (дата обращения: сентябрь 2015 г.).

USDOT (1996). Highway Statistics Summary to 1995. US Department of Transportation: Federal Highway Administration. [Электронный ресурс]. Режим доступа: <http://isddc.dot.gov/OLPFiles/FHWA/006654.pdf>, свободный. Яз. англ. (дата обращения: сентябрь 2015 г.).

USDOT (2014). System Mileage within the United States. [Электронный ресурс] // *National transportation statistics*. U.S. Department of Transportation: Office of the Assistant Secretary for Research and Technology: Bureau of Transportation Statistics. Режим доступа: http://www.rita.dot.gov/bts/sites/rita.dot.gov/bts/files/table_01_01_3.xlsx, свободный. Загл. с экрана. Яз. англ. (дата обращения: сентябрь 2015 г.).

USDOT (2015). Highway Statistics Series. [Электронный ресурс] US Department of Transportation: Federal Highway Administration: Office of Highway Policy Information. Режим доступа: <http://www.fhwa.dot.gov/policyinformation/statistics.cfm>, свободный. Загл. с экрана. Яз. англ. (дата обращения: сентябрь 2015 г.).

Wattenberg B.J. (1976). The Statistical History of the United States from Colonial Times to the Present (with an Introduction and user's guide by B.J. Wattenberg). Basic Book Inc. Publ.

Xie F., Levinson D. (2009). Modeling the Growth of Transportation Networks: A Comprehensive Review // *Networks and Spatial Economics*. No. 9. P. 291–307.

REFERENCES (with English translation or transliteration)

Arrow K., Block H., Hurwicz L. (1959). On the Stability of the Competitive equilibrium, II. *Econometrica* 27, 1, 82–109.

BEA (2015). Current-Dollar and “Real” Gross Domestic Product. US Department of Commerce: Bureau of Economic Analysis. Available at: <http://www.bea.gov/national/xls/gdplev.xls> (accessed: September 2015).

Bushanskiy S.P. (2002). Models of Efficient Growth of a Motor Road Network. *Economics and Mathematical Methods* 38, 4, 70–77 (in Russian).

Bushanskiy S.P. (2010). Paid Motor Roads and Operation Management of a Road Network. *Economic Science of Contemporary Russia* 1, 94–108 (in Russian).

- Dement'ev V.E.** (2012). Long Waves in the Economy: an Investment Aspect. Preprint No. WP/2012/297. Moscow: CEMI RAS (in Russian).
- Dimitropoulos J., Hunt L.C., Judge G.** (2005). Estimating Underlying Energy Demand Trends Using UK Annual Data. *Applied Economics Letters* 12(4), 239–244.
- Glaz'ev S.Yu.** (1993). Theory of Long-Run Social and Economic Development. Moscow: VlaDar (in Russian).
- Golan A., Vogel S.** (2000). Estimation of Non-Stationary Social Accounting Matrix Coefficients with Supply-Side Information. *Economic systems research* 4, 447–471.
- Gunn H., Miller S., Burge P.** (2006). The External Validation of NTM. Association for European Transport and Contributors.
- HBrothers (2015). Inflation Calculator. *DollarTimes*. HBrothers. Available at: <http://www.dollartimes.com/calculators/inflation.htm> (accessed: September 2015).
- Kondrat'ev N.D.** (1989). Problems of Economic Dynamics. Moscow: Ekonomika (in Russian).
- Kondrat'ev N.D.** (2002). Large Cycles of Economic Conjuncture. In: “*Large Cycles of Economic Conjuncture and the Theory of Projection: Selected Works*”. Moscow: Ekonomika (in Russian).
- Kretov B.I.** (2014). Geopolitical Aspects of Russia's Transport Policy: Transcontinental Transportation Routes. *Poisk: politika, obshchestvovedenie, iskusstvo, sotsiologiya, kul'tura* 2, 25–34 (in Russian).
- Livchits V.N., Pozamantir E.I., Smolyak S.A.** (2013). System of Tariffs for Freight Transportations Conducted in Russia By Open Joint-Stock Company “Russian Railways”. *Economics and Mathematical Methods* 49, 3, 42–56 (in Russian).
- Multipl.com (2015). US Population by Year. Available at: <http://www.multipl.com/united-states-population/table> (accessed: September 2015).
- Perez C.** (2011). Technological Revolutions and Financial Capital: The Dynamics of Bubbles and Golden Ages. Moscow: Delo, ANKh (in Russian).
- Pozamantir E. I., Tischenko T.I.** (2005). The Estimate of Modernization and Development of the Automobile Roads Network on the National Economy. *Economical and Mathematical Methods* 41, 1, 65–79 (in Russian).
- Razumnova L.L., Svetlov N.M.** (2010). Influence of the Financial Market on the Price of Oil. *Economical and Mathematical Methods* 46, 4, 38–54 (in Russian).
- Rezek J., Campbell R.** (2007). Cost Estimates for Multiple Pollutants: A Maximum Entropy Approach. *Energy Economics* 29, 503–519.
- Rosstat (2014). Rossiyskiy statisticheskiy ezhegodnik (in Russian).
- Schumpeter J.A.** (2008). The Theory of Economical Development. Moscow: Direktmedia Publishing (in Russian).
- Solow R., Samuelson P.** (1953). Balanced Growth under Constant Returns to Scale. *Econometrica* 21, 3, 412–424.
- Svetlov N.M.** (2012). Large Cycles of Gross Yields of Grain: What is Behind? *Economics of Agriculture of Russia* 2, 52–57 (in Russian).
- USDOT (1986). Highway Statistics Summary to 1985. US Department of Transportation: Federal Highway Administration. Available at: <http://isddc.dot.gov/OLPFiles/FHWA/013223.pdf> (accessed: September 2015).
- USDOT (1996). Highway Statistics Summary to 1995. US Department of Transportation: Federal Highway Administration. Available at: <http://isddc.dot.gov/OLPFiles/FHWA/006654.pdf> (accessed: September 2015).
- USDOT (2014). System Mileage Within the United States. *National Transportation Statistics*. U.S. Department of Transportation: Office of the Assistant Secretary for Research and Technology: Bureau of Transportation Statistics. Available at: http://www.rita.dot.gov/bts/sites/rita.dot.gov/bts/files/table_01_01_3.xlsx (accessed: September 2015).
- USDOT (2015). Highway Statistics Series. US Department of Transportation: Federal Highway Administration: Office of highway policy information. Available at: <http://www.fhwa.dot.gov/policyinformation/statistics.cfm> (accessed: September 2015).
- Wattenberg B.J.** (1976). The Statistical History of the United States from Colonial Times to the Present (With an Introduction and User's Guide by B.J. Wattenberg). Basic Book Inc. Publ.
- Xie F., Levinson D.** (2009). Modeling the Growth of Transportation Networks: A Comprehensive Review. *Networks and Spatial Economics* 9, 291–307.

Поступила в редакцию
08.07.2015 г.

Econometric Analysis of Expansion of Surface Transportation Networks

N.M. Svetlov

A disequilibrium theoretical model of long-term economic dynamics, which considers availability of an aggregated resource and satisfaction of needs in specific outputs, is tested against the expansion of surface transportation networks. The 1871–2013 time series of the length of the USA railroads, highways, pawed roads, surfaced roads and total automobile roads, some of which lack numerous observations, are used for the empirical testing. Two incomplete non-linear auto-regression empirical specifications are applied, which differ in the lag duration (one year and 13 years). The both are estimated using generalized maximum entropy (GME) procedure, which is enriched with the endogenous supporting values for the parameter estimates. For the purpose of testing null hypotheses a non-parametric criterion of statistical indiscriminability of two series (reference and compared) is developed, using an area of intersect of polygons of empirical distributions as a critical value. The empirical specification assuming one year lag supports the proposed theoretical model. The parameter estimates do not support the influence of Schumpeterian technological structure changes on the extension of the transportation networks. The possible reason is the fixed correspondence between a given type of the network and a certain technical structure, which is assumed by the empirical specification. The specification with the 13 year lag is rejected, thus giving no evidence for the significance of the investment lag for the transportation network expansion processes.

Keywords: surface transportation networks, disequilibrium model, GME, technological structure, investment lag.

JEL Classification: C320, E370, R410.