

1. はじめに

近年、我が国において、多くの交通施設整備が過大投資ではないかという疑問がもたれている。これは、過去に整備された高速道路等の利用者が計画段階の予測値を下回り、結果として料金収入が減ることで採算性が低くなっていることに端を発している。一方、我が国は「ポスト右肩上がりの時代」を迎えつつあり、これまでの交通需要予測はこれに対応しておらず、今後、過大予測になる可能性が高まることが予想される。

そこで本研究では、まず現在「ポスト右肩上がりの時代」であるのかの分析を行い、人口減少や少子高齢化や都心回帰といった人口問題を分析した後、国土交通省道路局からデータとモデルが公開されている交通需要推計¹⁾を例に長期予測モデルの妥当性と改善方を検討した。

2. 長期予測モデルの妥当性と改善の手順

本研究では、長期予測モデルの妥当性の検討を単位根検定 (unit root test) により行う。これは、長期予測モデルの変数の定常性を検定する手法である。この検定で非定常と結果を得ると、基本的に長期予測モデルの推計は以下の理由で理論的問題を有することになる。非定常な説明変数及び被説明変数を用いたモデル推計を行うと、回帰モデルのパラメータに妥当性がなくなる。これは見せかけの回帰 (Spurious Regression) と呼ばれるものである。ただし例外的に、モデル推計に用いた変数が非定常であっても、それらの線形結合が定常である場合、長期予測可能となる。このことを共和分 (co-integration) という。

変数が定常でない場合、単位根検定の結果から、変数を定常化し、短期・中期モデルのAR (Auto Regressive) モデルやVAR (Vector Auto Regressive) モデルを構築できる。

単位根検定の結果、長期予測が不可能であっても何らかの形で長期予測しなければならない場合も多い。本研究では、構造変化テストであるCUSUMテストやCUSUMSQテストを行い構造変化を考慮し、また、回帰式の誤差項にAR1を仮定し最尤法でモデル推計を行うことで長期予測としての次善の策を検討した。本研究での長期予測モデルの検定と改善手順を図1に示す。

3. 指標の時系列推移の確認

「ポスト右肩上がりの時代」であるのかを経済・人口・交通

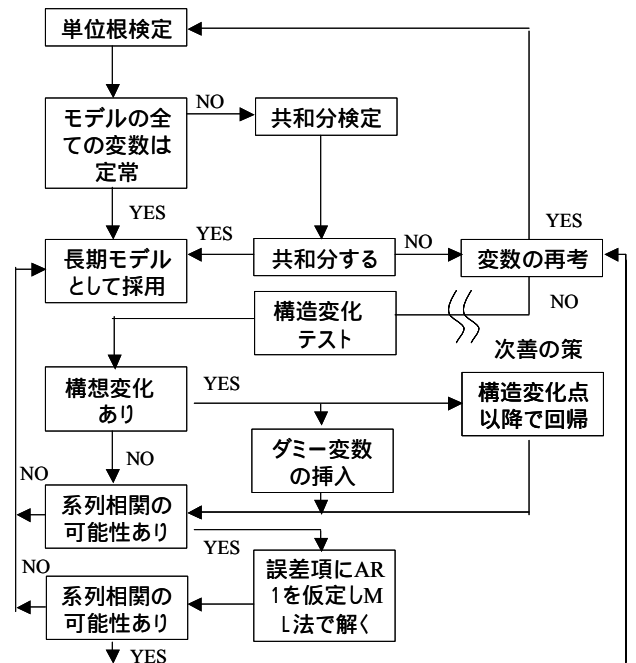


図1 長期予測モデルの検定と改善手順

表1 経済・人口・交通指標の時系列推移

		最大値あり		近年増加が鈍る		ほぼ変化せず	単調増加	
		最大値年次	年平均変化率(%)	変曲点年次	年平均変化率(%)	年平均変化率(%)	年平均変化率(%)	
交通	輸送トン数	輸送機関計	1991	-0.88				
		JR	1990	-3.77				
		民鉄	1990	-3.62				
		自動車	1991	-0.86				
		内航海運	1990	-0.65				
	国内航空					0.00		
	輸送人口	輸送機関計	1999	-0.33				
		JR	1996	-1.11				
		民鉄	1991	-0.69				
		バス	1990	-2.32				
乗用車				1989	2.65			
輸送トン人口	家用貨物車	1989	-3.39					
	国内航空			1999	0.50			
	内航海運	1991	-3.66					
	輸送機関計			1990	0.58			
	JR	1990	-1.93					
輸送人員	民鉄	1989	-4.09					
	自動車			1996	0.63			
	内航海運	1991	-0.24				4.97	
	国内航空							
	輸送機関計			1995	0.13			
人口	JR	1996	-0.92					
	民鉄	1991	-0.75					
	バス	1991	-2.81					
	乗用車			1989	2.77			
	家用貨物車	1989	-3.11				4.94	
経済	国内航空							
	内航海運	1990	-3.27					
	全国人口			1987以前	0.27			
	全国世帯数			1989	1.41		1.40	
	第一次産業	1990	-3.45					
GDP	第二次産業	1991	-1.71					
	第三次産業			1991	2.25		4.15	
	消費者物価指数	1998	-0.80					
	実質			1991	1.11			
	名目	1997	-0.63					

指標（1997年～2002年）から分析した（表1）。データ推移を分類すると表中の～に分けることができる。単調に増加する傾向と、近年増加が鈍っている傾向を統計的に判断することは困難であるので、階差をとったグラフを見つつこれらの分類を行った。ほとんどの変数が近年減少傾向にあるか増加率が鈍っていることが分り、近年「ポスト右肩上がりの時代」であることが示された。これは、トレンドモデルによる長期予測に重大な影響をもたらす。一方で回帰モデルでは、過去から現在までの変数間の関係を表現し、外生変数を挿入することから問題がないように思われる。

通常、変曲点前後でパラメータが安定していないことから、ダミー変数が用いられる。しかしダミー変数は、不安定期を取り除くためのものであり、ダミー変数前後で明らかに傾向が異なる場合は、安定したパラメータを得ることはできない。また、変曲点以降で再度回帰をすることも考えられるが、データ数が少ないためにこれも困難である。ある程度のデータの蓄積がなされるまで待たなければならないかもしれない。

さて、このような変曲点以外の問題に、見せかけの回帰という問題が存在する。これは、変数を時間に回帰してそれが、長期的な方向性を持つことが認められない場合（単位根がある場合）、回帰式にそれらの変数を用いると、そのパラメータのt値や決定係数が本来の値よりも高く見積もられてしまうことをさす。両変数に単位根があっても、特殊な場合に、長期的モデルとして回帰式が妥当である場合がある。これを共和分といい、これを検定する手法を共和分検定という。共和分が成立する場合には、見せ掛けの回帰という問題はない。

まとめると、今後の需要予測モデルにおいては、トレンドモデルの根拠として単位根検定をする必要があること、回帰モデルの根拠として単位根検定と共和分検定といった検定を行う必要がある。従って、5章でこの検定を行うことにする。また、この検定に合格しない場合どのようなモデルを構築すればよいのかについても6章7章で述べる。

4. 人口減少・少子高齢化・都心回帰の分析

人口減少、少子高齢化、都心回帰の分析を行った。用いた人口統計は、「住民基本台帳人口」であり、対象地域は一都六県である。

人口減少の分析（表2）では人口規模が小さい自治体では人口減少の傾向が顕著であること、人口規模の小さい多くの自治体が人口減少していることが示された。つまり、すでに人口減少は、始まっていることが示された。

少子高齢化の分析では、少子高齢化が進展していることが示された（図2・3）。また紙面上省略するが、本研究では、より詳細な分析を別途行っており、15歳から64歳の年齢層でも人口変化は著しいことが示されている。

表2 人口減少分析

	市区町村数				
	人口減少	人口増加	総数	変化率(%)	
都道府県別	茨城県	51	32	83	0.69
	栃木県	28	21	49	0.78
	群馬県	37	32	69	0.80
	埼玉県	42	48	90	2.37
	千葉県	43	37	80	2.48
	東京都	15	47	62	2.86
	神奈川県	15	22	37	3.25
自治体のタイプ別 (2003年基準)	政令指定都市	0	4	4	2.32
	中核市	0	5	5	2.30
	特別市	2	9	11	4.41
	市	44	100	144	2.49
	特別区	2	21	23	2.25
	町村	183	100	283	0.39
人口規模別 (1997年基準)	50万人以上	0	11	11	3.80
	30～50万人	1	16	17	2.73
	10～30万人	10	58	68	2.34
	5～10万人	23	46	69	1.62
	1～5万人	123	93	216	0.56
	0.5～1万人	46	9	55	-1.49
	5千人以下	28	6	34	-4.39

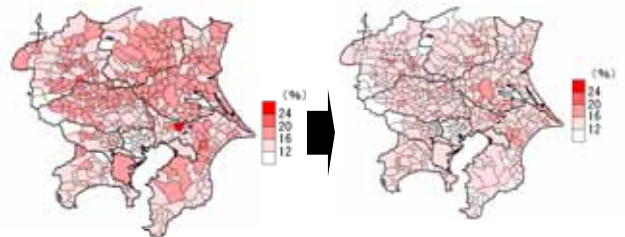


図2 15歳以下人口割合（1997年 2002年）

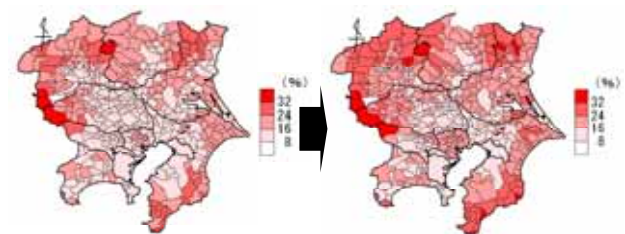


図3 65歳以上人口割合（1997年 2002年）

都心回帰の分析は、各自治体の人口の社会増分をプロットし分析した。詳細は省略するが、都心回帰や核となる都市への人口集中は年齢階層によって大幅に傾向が異なることが示されている。

今後の長期需要予測では、このような人口動態の変化を反映した需要予測が望まれる。一方で、このような人口動態の長期的傾向に関する検討も必要である。

5. 単位根検定

単位根検定には、種々の手法が存在するが本研究では、先行研究に従う²⁾。用いた手法は、DF(Dickey Fuller test)、ADF(Augmented DF test)、PP(Phillip Peason test)の3つの

手法である。ADFの検定式は

$$y_t = \mu + \delta t + y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + u_t$$

μ : 定数項 $u_t \sim NID(0, \sigma^2)$
 δ : トレンド項 $H_0: =0$
 P : ラグの次数 $H_1: <0$

となる。本研究では、時系列モデルを扱えるソフト「TSP」を使いこれらの検定を行った。TSPでは、いずれの単位根検定の手法でも、帰無仮説に対してP値(帰無仮説を棄却することで誤る確率)が算出される。

さて、単位根検定を行う時、検定にトレンド項を含むか含まないかの判断とラグ次数Pの選択が、検定結果に重大な影響を与える。本研究の場合、検定に用いているデータ期間が短いこと、年次データを用いていることや先行研究においてもラグ次数を1としていることから、ラグ次数を1とした。またトレンド項の問題については、トレンド項を含む式、含まない式の両方で帰無仮説が棄却された場合、判断が困難であるから、データ推移のプロットを見ながら、トレンド項を含むか否かの判断をした。

表3に単位根検定の結果の例を示す。ここでは、一回の階差をとれば、この変数が定常となることが示されている。これ以外の変数も定常にするためには数回の階差をとる必要がある(表4)。

例外的に変数が非定常であっても、その線形結合が定常であれば長期モデルとして採用できる場合がある。これを共和分というが、共和分の条件である回帰変数に用いる変数の和分次数が一回の階差で定常となる変数同士ではなかったため、検定を行うことはできなかった。このことから交通需要推計に用いられている全ての変数は非定常であり、長期予測モデルの変数として妥当でないことが示された。

6. 短期・中期モデル

単位根検定でモデルの変数が非定常と診断されると、長期予測モデル構築は不可能となる。従って、短期から中期にかけてよく機能すると言われているARモデルとVARモデルの構築を試みた。対象としたARモデルは、営業用普通貨物車年間輸送トン数であり、VARモデルは、東京・大阪の乗用車保有率モデルである。ARモデルとVARモデルは、外生変数を用いることなく、短期から中期に限ってはよく機能すると言われているモデルである。しかし、本研究の推計では、良好なモデルを得ることができなかった。これらのモデルは、変数間の因果関係が未知であっても構築できるので変数間の因果関係を無理に仮定する必要がないというメリットを持つ反面、推計の手順で恣意的にならざるを得ない部分が多い。ただし、短期

表3 営業用普通貨物車一台あたり平均年間輸送トン数

	手法	定数項あり・トレンド項なし	定数項あり・トレンド項あり
階差なし	DF		
	ADF(1)		
	PP(1)		
階差1	DF	***	***
	ADF(1)	***	***
	PP(1)	**	*

*** 有意水準1%、** 5%、* 10%で帰無仮説を棄却

表4 単位根検定の結果

変数	階数
自家用小型車平均積載トン数	1
営業用普通車平均積載トン数	1
自家用普通車平均積載トン数	2
営業用小型車平均積載トン数	1
営業用普通車一台当り平均年間輸送トン数	1
自家用普通車一台当り平均年間輸送トン数	1
営業用小型車一台当り平均年間輸送トン数	1
自家用小型車一台当り平均年間輸送トン数	1
世帯当り乗用車保有台数(東京・大阪)	2
人口当たり免許保有台数(東京・大阪)	2
世帯当り乗用車保有台数(全国)	1
人口当たり免許保有台数(全国)	2
実質GDP	2
為替レート	2
輸出量	1
輸入量	2

から中期の予測モデルとしては、今後、検討されていくべき手法かもしれない。具体的には、本研究では行っていないが短期から中期の予測であればGDPを内生変数としてモデル構築を行うこともできる。需要予測は外生変数の予測誤差が大きいことから、GDPを内生化できる意味は少なくないと考えられる。本研究の目的は、長期予測であるので、詳細は紙面制約上省略する。

7. 定常性を許した上での予測

単位根を持つ変数では、回帰式の変数が共和分するという例外を除き、長期予測は不可能となる。しかし、予測が何らかの形でされる必要がある場合が多い。本研究では、構造変化と系列相関を考慮したモデルを構築することで、次善といえる長期予測推計の検討を行う(表5)。具体的に、構造変化を見るために、CUSUMテストとCUSUMSQテストを行った(図4・5)。これは回帰モデルのパラメータ推定期間を変えていき、パラメータの変化により構造変化を見るものである。また、系列相関を考慮するために、回帰式の誤差項にAR1を仮定しML(最尤)法によりモデル推計を行った。対象として「21世紀初頭のわが国の交通需要」における国際貨物需要予測の輸出入モデルを挙げた³⁾。これは、交通需要推計の第三者委員会でもAR1を仮定する同様の推計を行っているため、その他のモデルで行い、同様な結果が得られるのかあるいは、どのような問題点があるのかを見るためのものである。

外生変数となるGDPと為替レートの将来値(2010年)は、経

済企画庁「経済社会のあるべき姿と経済新生の政策方針」よりGDP = 6,317,264億円、為替レートを115円としている。

結果的には、DW比が改善され有意となったのはモデル10のみであった(表6)。モデル1に比べ、DWは改善されているが、為替レートを除いた推計モデルであることから推計式として採用する際に注意が必要である。為替レートは、明らかに輸出量に影響を与えられ考えられるからである。

モデルに外生変数を挿入した結果、モデル10は1に比べ25万トン少なく予測した(図6)。一方で紙面上詳細は省略しているが、輸入モデルでは12万トン少なく予測した。AR1を仮定したモデル推計を行うと予測に影響を与えることが示された。ただし道路公団民営化委員会の第三者調査結果⁴⁾でも、本研究同様に誤差項にAR1を仮定した推計を行っており、ここではAR1を仮定すると予測値に大きな影響のある場合、ほとんどない場合があることが示されているが、AR1なのかAR2なのか分からないままにAR1を仮定している推計は恣意的なものと言える。この手法は統計的に改善されたと言い切れるものではないので、今後検討が必要である。

8. まとめ

経済・人口・交通指標から、現在「ポスト右肩上がりの時代」であることを実証的に把握した。また、時系列モデルの各種手法を用い長期交通需要予測の妥当性、改良を検討した。

これまでのマクロ・ミクロの交通需要予測は、「ポスト右肩上がりの時代」に適応したものではない一方で、現在にあった長期交通需要予測をすることは簡単なことではない。本研究で用いた長期予測の妥当性の検討と改善の手法も、統計的に正しいと言い切れるものではない。しかし、将来何が起こるかわからない、という長期予測の本来の限界を考慮すれば、本研究のように長期予測の妥当性の検討と改善を常に目指しつつ、予測というよりは「シミュレーション」であることを積極的に明示していく姿勢が、今、求められていると考える。また、短期から中期の予測に限っては、本研究で用いたような時系列モデルは、よく機能するといわれていることから、今後の積極的な活用が望まれる。

【参考文献】

- 1) 「交通需要推計検討資料」、国土交通省道路局
- 2) 本多編、「日本の景気」、有斐閣
- 3) 「21世紀初頭のわが国の交通需要」、運輸政策研究機構
- 4) 「民営化委員会の第三者調査結果への対応」

<http://www.mlit.go.jp/road/ir/yosoku/1st/07.pdf>

表5 モデル検討一覧

モデル	変数	構造変化の考慮	系列相関の考慮	推計期間
1	為替レート・GDP	86・87・88年にダミー	-	1979-1996
2	為替レート・GDP	86・87・88年にダミー	誤差項にAR1を仮定	1979-1996
3	為替レート・GDP	-	-	1979-1996
4	為替レート・GDP	-	誤差項にAR1を仮定	1979-1996
5	為替レート・GDP	構造変化点以降で回帰	-	1990-1996
6	為替レート・GDP	構造変化点以降で回帰	誤差項にAR1を仮定	1990-1996
7	為替レート・GDP	90年にダミー変数	-	1979-1996
8	為替レート・GDP	90年にダミー変数	誤差項にAR1を仮定	1979-1996
9	GDP	-	-	1979-1996
10	GDP	-	誤差項にAR1を仮定	1979-1996
11	GDP	構造変化点以降で回帰	-	1990-1996
12	GDP	構造変化点以降で回帰	誤差項にAR1を仮定	1990-1996
13	GDP	89年にダミー	-	1979-1996
14	GDP	89年以降にダミー	誤差項にAR1を仮定	1979-1996

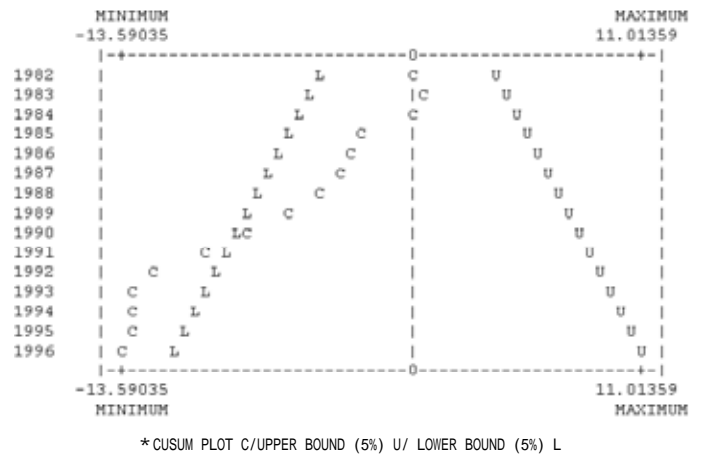


図4 CUSUMテスト

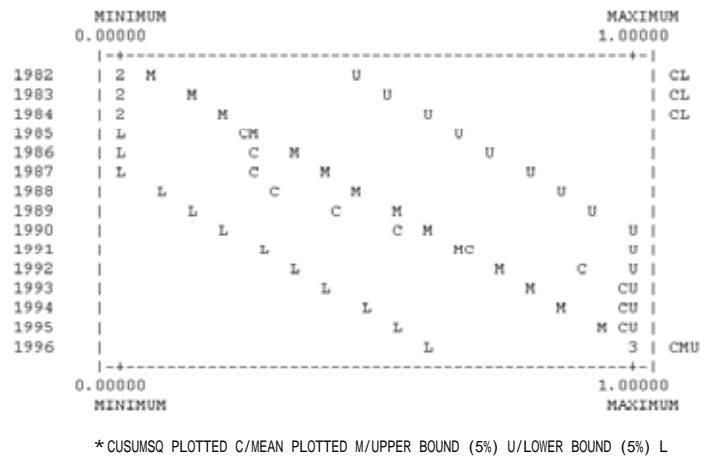


図5 CUSUMSQテスト

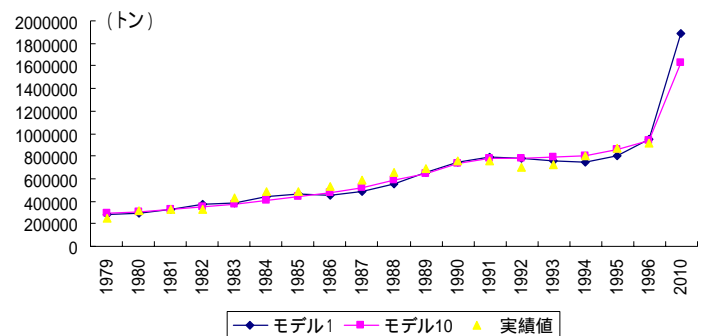


図6 予測結果

表6 パラメータ推定結果

モデル	log(GDP)		log(為替レート)		定数項		ダミー変数		ρ		自由度調整済み 決定係数	DW比	モデルの採否
	パラメータ	t値	パラメータ	t値	パラメータ	t値	パラメータ	t値	パラメータ	t値			
1	2.687	8.445	0.349	2.013	-23.091	-4.684	0.158	2.754	-	-	0.957	1.689	
10	2.164	10.526	-	-	-14.600	-5.522	-	-	0.621	3.015	0.957	1.884	