

## 目 次

序章	1
第1章 近年のトラヒック等の動向	2
1 近年のトラヒックの動向	
(1) NTT東日本及びNTT西日本のトラヒックの動向	2
(2) NCCの接続トラヒックの動向	6
2 近年の回線数の動向	12
(1) NTT東日本及びNTT西日本の回線数の動向	12
(2) マイラインの動向	13
(3) NCCの直収回線数の動向	14
第2章 基本的な予測方針	15
1 トレンド分析の問題点	15
2 予測方針	15
3 予測単位	16
4 市場の構造変化に伴う考察	17
第3章 具体的な予測について	19
1 予測単位の確定	19
2 各予測単位の仮説	19
(1) NTT東日本及びNTT西日本のトラヒック	19
(2) NCCの接続トラヒック	26
3 推計結果及び評価	28
(1) 各単位の推計結果と評価	28
(2) 推計式の留意点	51
ア 年度ダミー変数の評価	51
イ 区間推定の評価	51
4 シナリオの策定及び予測試算	52
(1) 総論	52
(2) 暫定的シナリオに基づく試算	54
5 予測の補正	56
(1) VoIPの評価	56
(2) その他(定額料金制度について)	63
第4章 トラヒック推計式を用いるに当たって	65
終章	68
(参考)	
1 構造モデルの感応度分析	70
2 ADSLの評価	77

## 序 章

総務省は、平成14年9月13日、情報通信審議会より「長期増分費用モデルの見直しを踏まえた接続料算定の在り方について」答申を受けた。当該答申中、「第 章新たな接続料(端末・中継交換機接続)について」の「3 入力値の入替え」において、モデル適用期間内の接続料算定に用いるトラヒックについては、「モデル適用期間内の予測トラヒックが最も望ましいものと考えられる。(中略)仮に、予測に係るこれらの問題点が解決できない場合には、それに代わるものとして、直近データ、例えば、平成13年度実績値、あるいは入手が可能であれば、平成13年度下期のトラヒックと平成14年度上期のトラヒックを通年化した実績値を用いるものとする。」とある。

これを受け、総務省は平成14年10月、予測トラヒックを策定するために、経済学・通信工学、会計学等の専門家からなる「予測トラヒック研究会」を開催した。本研究会の検討範囲は、

- ・ 関係のデータを用いて、予測トラヒックを策定するための推計方法の検討及び具体的な推計式を策定すること
- ・ 将来、PSTNトラヒックに影響を与えるであろうと予想される事項(VoIP、定額料金制度等)についての評価方法を策定することとした。また、第1回会合において、具体的なデータの整備及び推計作業を行う検討の場として、国内外の電気通信事業者(参加9社)からなる作業グループを開催することとし、研究会8回、作業グループ7回(合同会議1回を含む)を開催して、必要な検討を行った。

今回の推計作業で最も苦心した点の一つは、データの制約条件である。特に、NTT東日本及びNTT西日本のデータは、平成11年7月のNTT再編成のため、その前後で連続性がなく、推計作業においては、必ずしも十分なデータ量を確保することができなかった。もう一点は、IP化に向かって、電気通信市場が構造変化を来している今日において、統計的に十分なデータ量を確保することを念頭に置きつつも、過去のデータをどこまで考慮しながら、近年の構造変化を表現する推計式を策定するかであった。これらについては、以下の章において、述べる。

なお、本報告書においては、本研究会として、暫定的なシナリオを策定して、将来のトラヒック予測を試みたが、後述するように、シナリオ策定は、極めて各電気通信事業者の経営戦略に関わる色彩が強いのみならず、総務省が今後展開するであろう電気通信政策にも大きく依存すること、さらには、現在の電気通信市場は、IP化に向かってネットワーク構造が大きく変化する時期であるため、現段階の情報では必ずしも十分なシナリオを策定することはできない。従って、本報告書に掲載したシナリオは、本研究会で暫定的に策定したものであり、策定にあたって検討されるべき上記のような前提条件を慎重に検討したものではない。これらは、今後、適当な検討の場において、慎重な検討を経た後に確定されるべきものである、ということをご付言しておく。

## 第1章 近年のトラフィック等の動向

推計結果等を紹介する前に、近年のトラフィックの動向を以下にまとめる。

### 1 近年のトラフィックの動向

(1) NTT東日本及びNTT西日本のトラフィックの動向(平成6年度～平成14年度第2四半期)

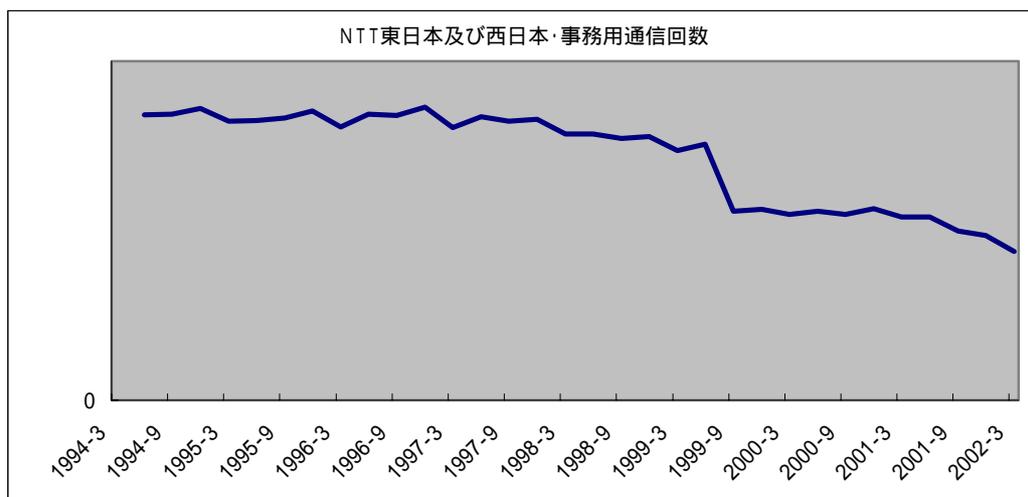
#### ア 事務用トラフィック 図表1～3

通信回数は、NTT再編成による県間通信トラフィックの分離により、平成11年度第2四半期を境に大幅に減少した。再編成前は、市外通話シェアの低下や無線呼出し通話の減少等により緩やかに減少し、また、平成13年度以降、マイラインによる市内通話シェアの低下等によりさらに減少した。

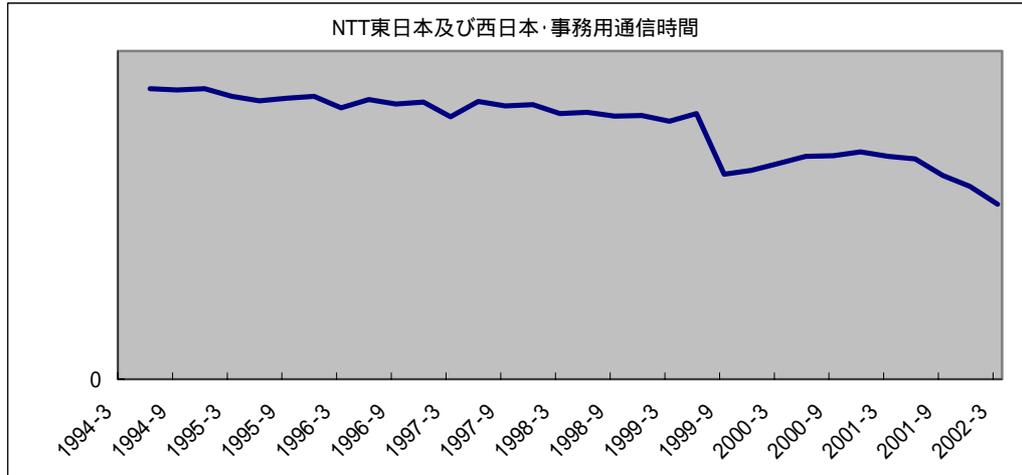
通信時間は、再編成による県間通信トラフィックの分離により、平成11年度第2四半期に一時的に減少した。再編成前は、市外通話シェアの低下や移動体通話へのシフト等により緩やかに減少したが、再編成後は、ダイヤルアップ接続の拡大により平成12年度第3四半期までは微増し、その後、ADSL等の常時接続への移行やマイライン導入による市内通話シェアの低下等により減少に転じている。

平均通話時間については、無線呼出し通話の減少やダイヤルアップ接続の普及により緩やかに増加してきた。その後、平成12年度第3四半期まで増加傾向が続いたが、ADSL等の常時接続への移行により、その後反転して、減少している。

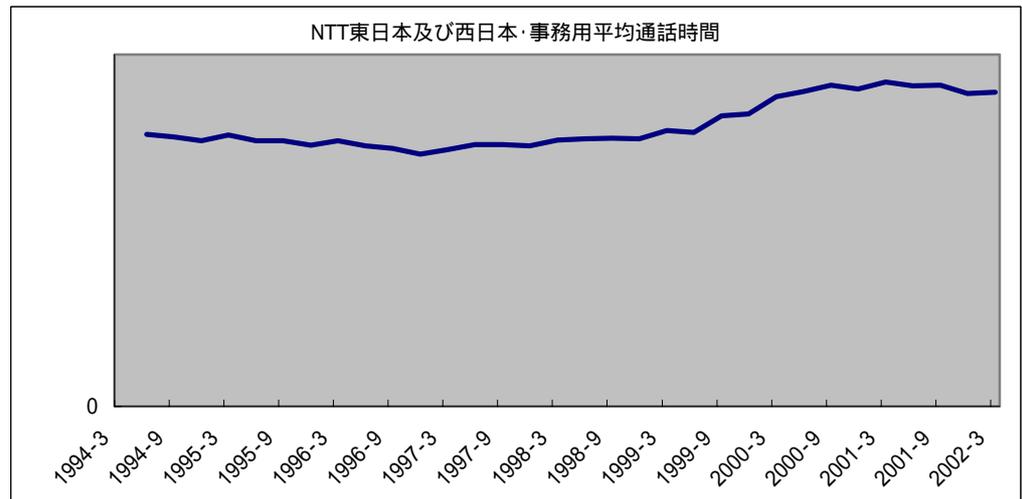
図表1



図表 2



図表 3



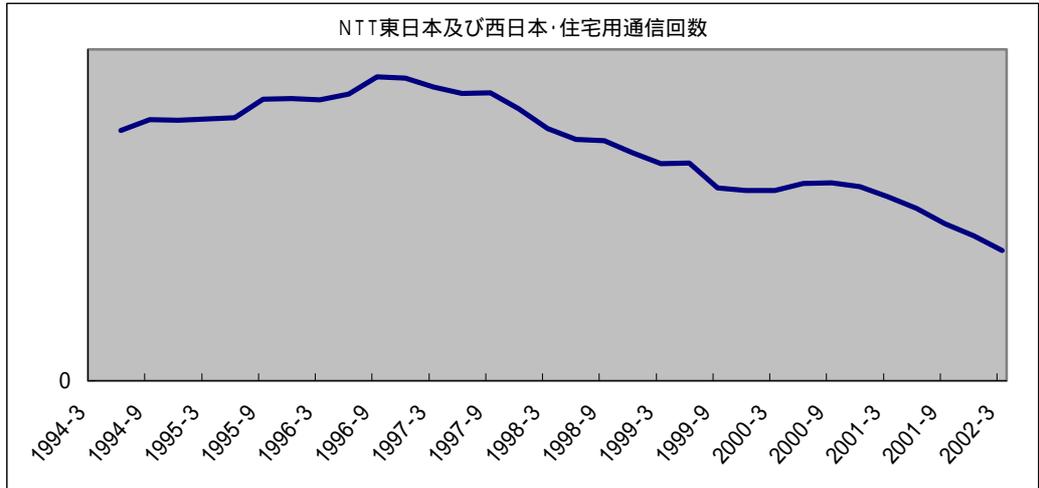
イ 住宅用トラヒック 図表 4 ~ 6

通信回数は、平成 8 年度以降、無線呼出し通話の減少や移動体通話へのシフト等により緩やかに減少した。平成 13 年度以降はマイライン導入による市内通話シェアの低下等によりさらに減少が続いている。

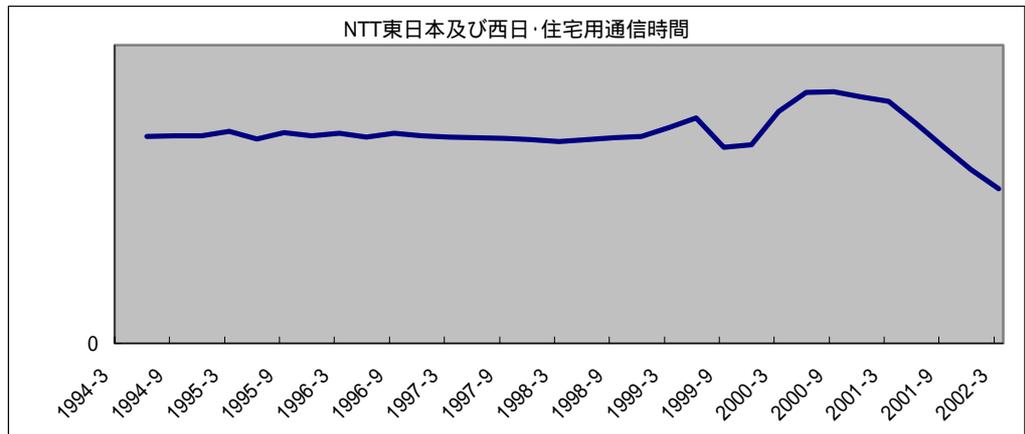
通信時間は、再編成による県間通信トラヒックの分離により、平成 11 年度第 2 四半期に一時的に減少したが、平成 10 年度から再編成を是んで 12 年度第 2 四半期までは、ダイヤルアップ接続の普及拡大等により増加が続いていた。その後、ADSL 等の常時接続への移行やマイライン導入による市内通話シェアの低下等により減少に転じている。

平均通話時間については、平成 8 年度までは無線呼出し通話の拡大により減少後、無線呼出し通話の減少、ダイヤルアップ接続の普及拡大により増加に転じている。ADSL 等の常時接続への移行により平成 12 年度第 4 四半期をピークに大幅に減少している。

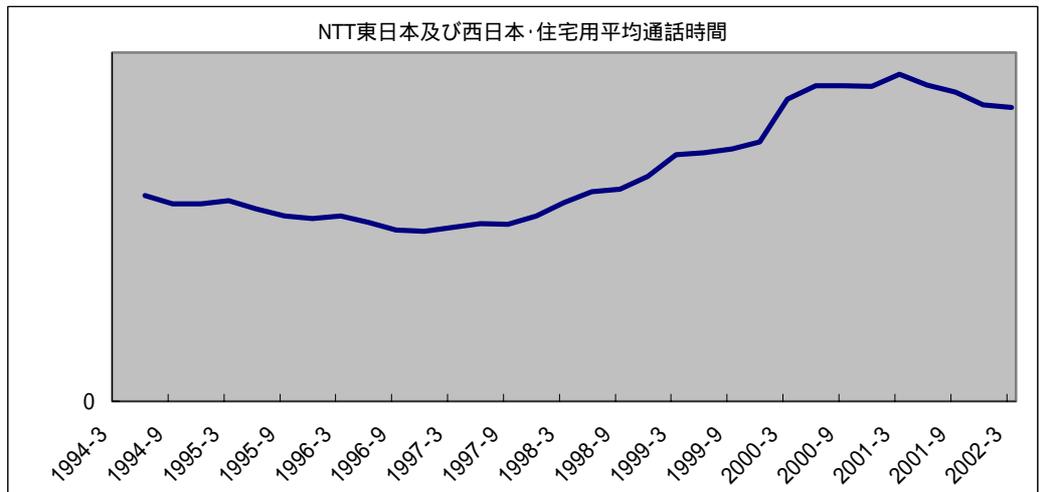
図表 4



図表 5



図表 6



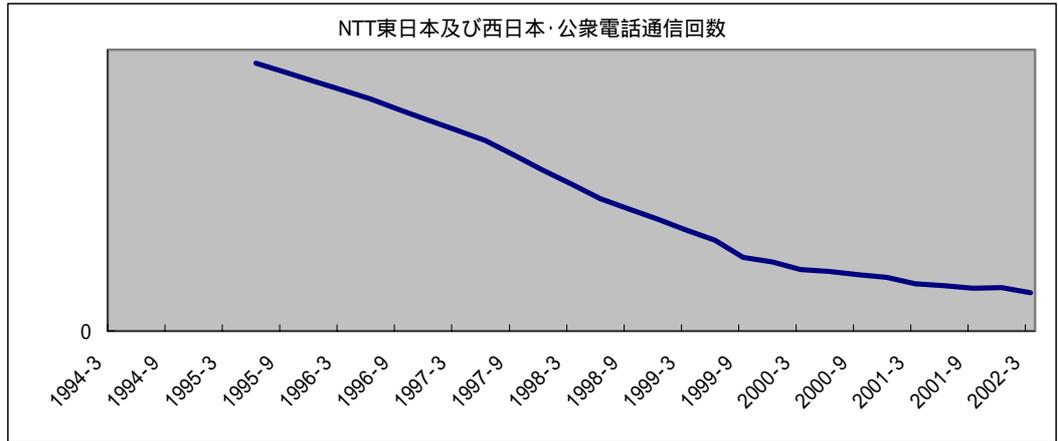
ウ 公衆電話トラヒック 図表 7 ~ 9

通信回数、通信時間とも、移動体通話へのシフト等により大幅に減少

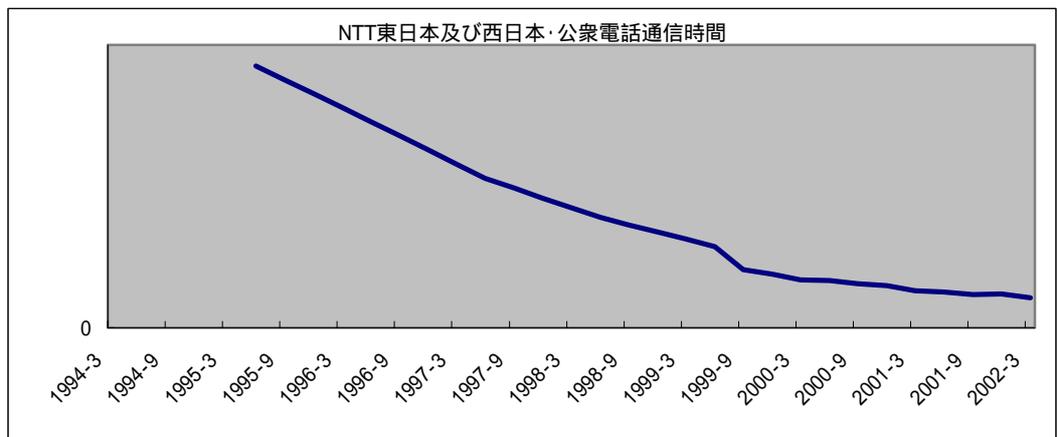
している。

平均通話時間は、再編成による県間通信トラヒックの分離により、平成11年度第2四半期に一時的に減少。再編成以降は、ほぼ横ばいで推移している。

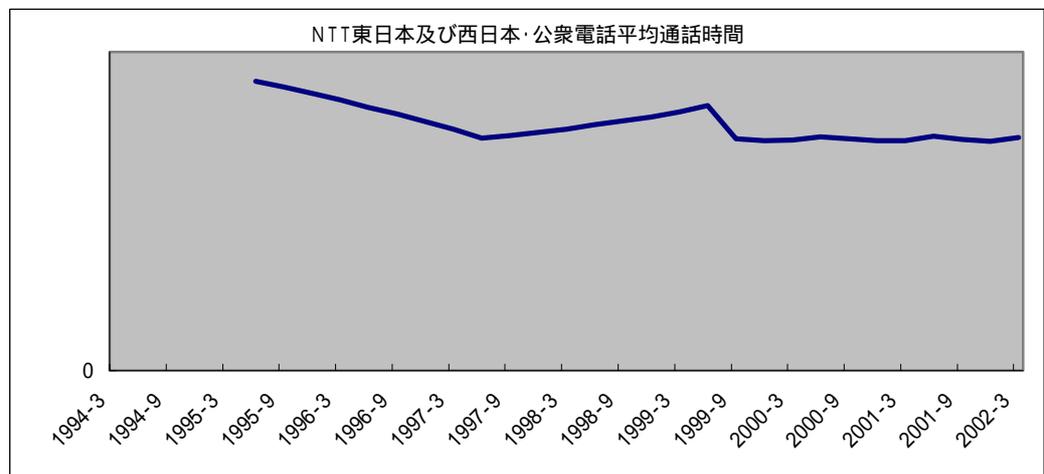
図表7



図表8



図表9



(2) N C Cの接続トラヒックの動向(平成11年4月~平成14年8月)

ア Z A内トラヒック 図表10~12(グラフはG C接続とZ C接続との合計値のみ掲載)

電話市場では、最遠距離から徐々に近距離へと競争領域を拡大してきており、この動きに呼応して、Z A内・Z A間の接続トラヒックも増加傾向にある。歴史的に見れば、平成8年3月には30 Km帯が、平成10年2月には隣接通話が競争領域になっている。平成13年5月に導入されたマイライン制度により、市内通話が競争領域となり、現在では、全距離区分に競争領域が拡大されている。

このような状況の中、通信回数を見ると、平成11年7月から平成12年12月まで比較的安定期に推移していたが、その後、急増に転じている。G C接続は、Z C接続からの切替により平成13年4月まで上昇傾向。マイライン制度導入に伴い、平成13年5月以降は急増後、平成14年3月を境にZ C接続への切替により減少。Z C接続は、平成11年7月から平成13年4月までG C接続への切替により減少傾向。その後安定的に推移後、G C接続からの切替により平成14年4月以降急増。平成14年7月をピークに減少に転じた。

通信時間は、平成11年7月から安定的に推移。平成13年1月から減少後、平成13年5月からマイライン制度導入に伴い急増。平成13年10月をピークにその後、トレンド的に減少傾向。G C接続は、平成13年4月までZ C接続からの切替により緩やかに増加傾向で推移後、マイライン制度導入により急増し、平成13年10月をピークに減少傾向に転じた。Z C接続はG C接続への切替によりゆるやかな減少傾向後、平成13年4月以降はマイライン制度導入及びG C接続からの切替に伴い増加傾向に転じたが、平成14年7月をピークに減少へ。

平均通話時間は、平成13年4月まで微増傾向。その後、急増し、高位で推移するが、平成13年9月以降は微減傾向へ。G C接続は、期間を通じて安定的な推移であるが、平成14年1月以降減少傾向へ。Z C接続は、平成11年6月から平成13年4月まで一定水準圏内で推移後、急増し、高位水準で推移。

図 1 0

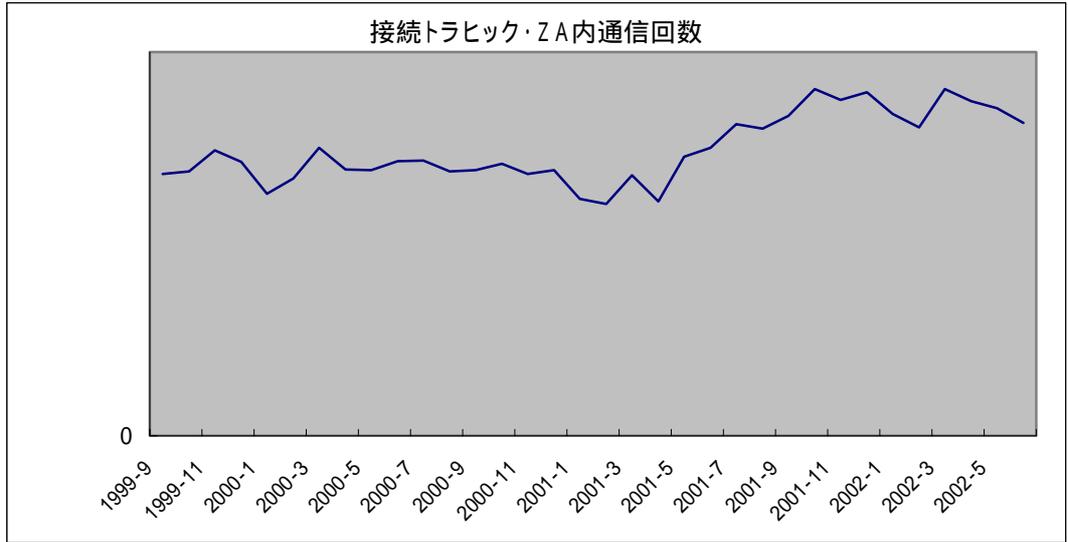


図 1 1

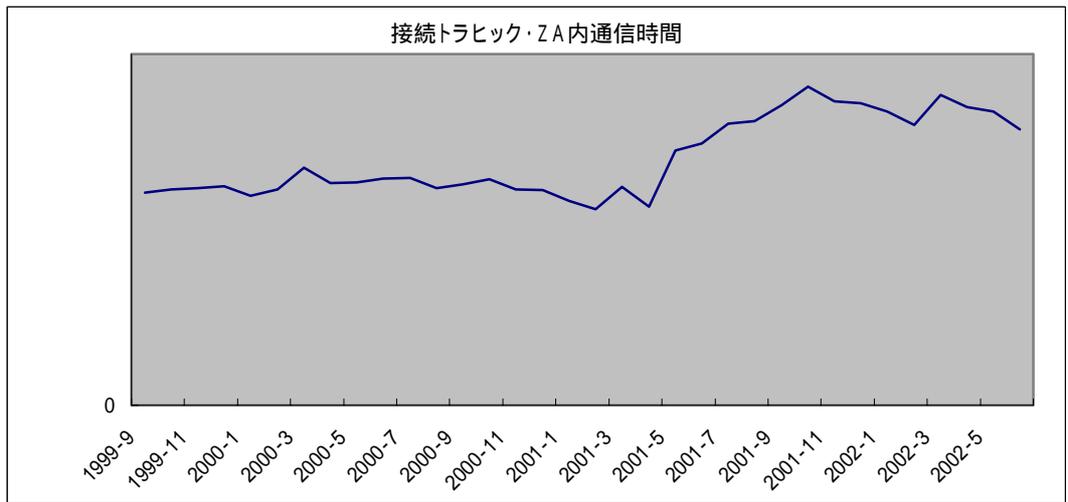
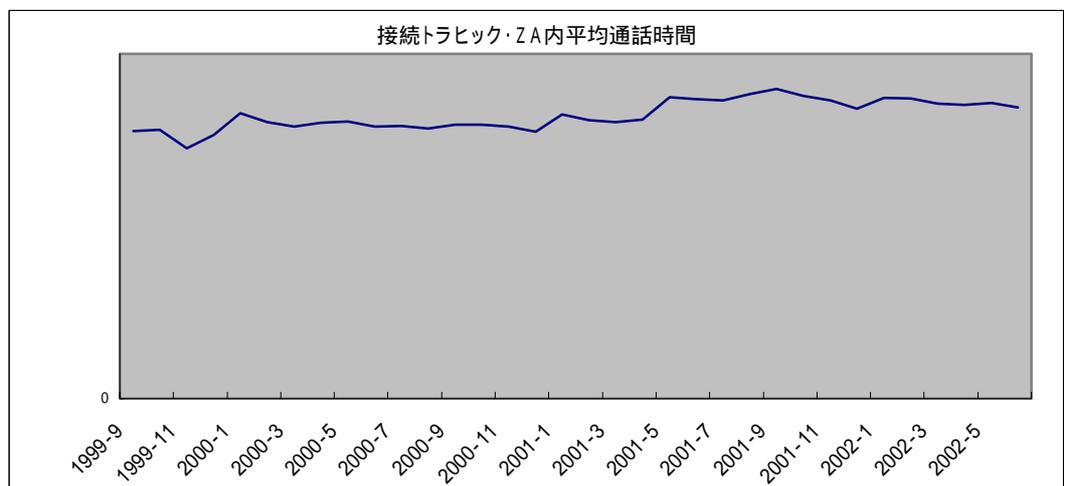


図 1 2



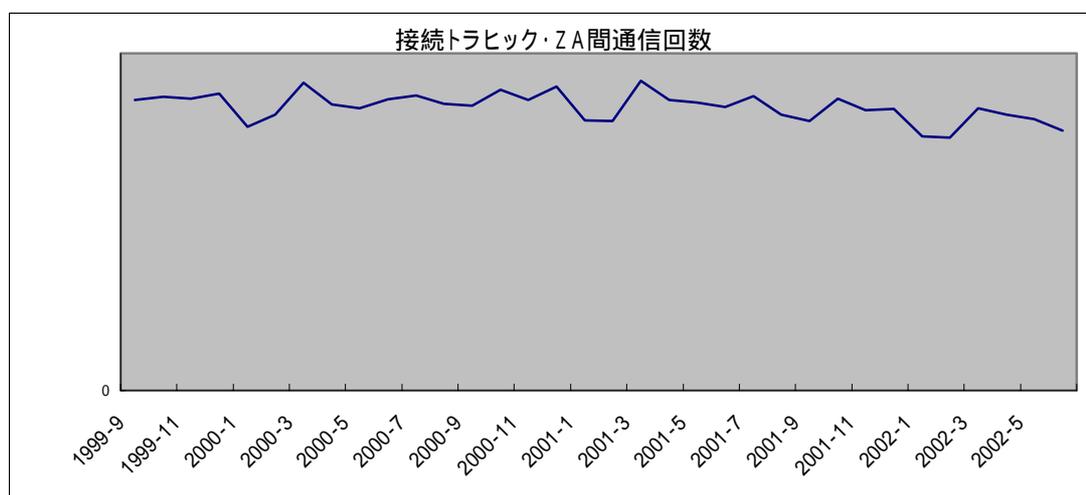
イ Z A間トラフィック 図表13～15 (グラフはG C接続とZ C接続との合計値のみ掲載)

通信回数は、平成11年7月から平成12年12月まで比較的安定的に推移。その後、緩やかな減少傾向。G C接続は、平成11年7月以降、Z C接続からの切替により緩やかに増加。平成13年3月をピークにZ C接続への切替により減少に転じる。Z C接続は、対照的に、平成11年7月以降、緩やかに減少。平成13年2月を底に増加に転じる。

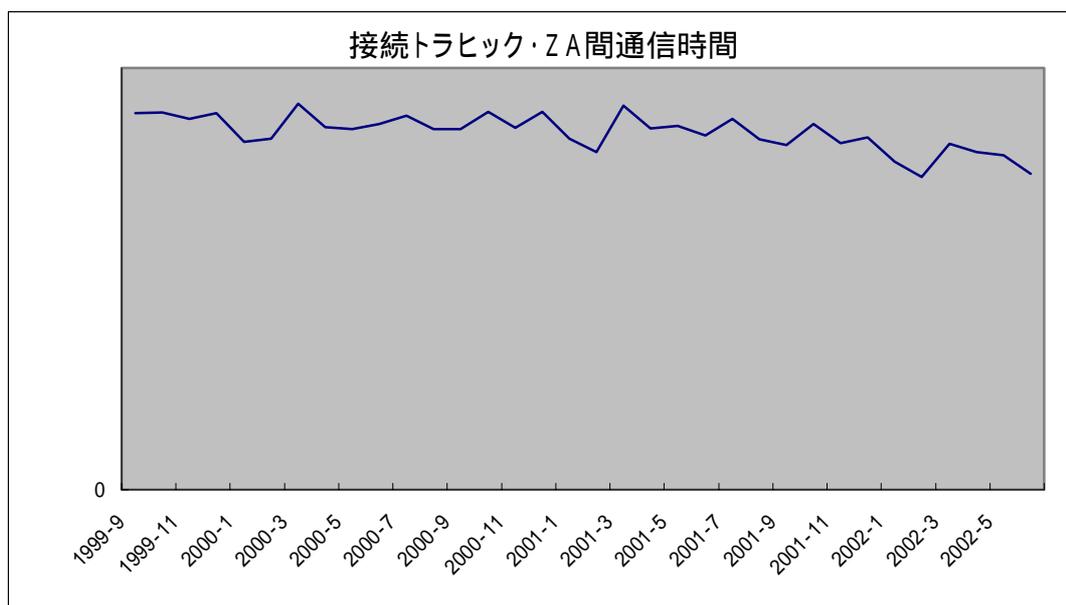
通信時間は、期間内緩やかに減少。G C接続は、Z C接続からの切替により緩やかな増加傾向後、平成13年3月をピークに減少へ。Z C接続は、対照的に緩やかな減少傾向後、平成13年2月を底に増加傾向へ。

平均通話時間は、期間内安定的に推移。G C接続は期間内減少傾向が継続。平成14年1月以降は減少傾向が加速。Z C接続は平成12年11月までは一定水準で推移後、緩やかに上昇傾向へ。

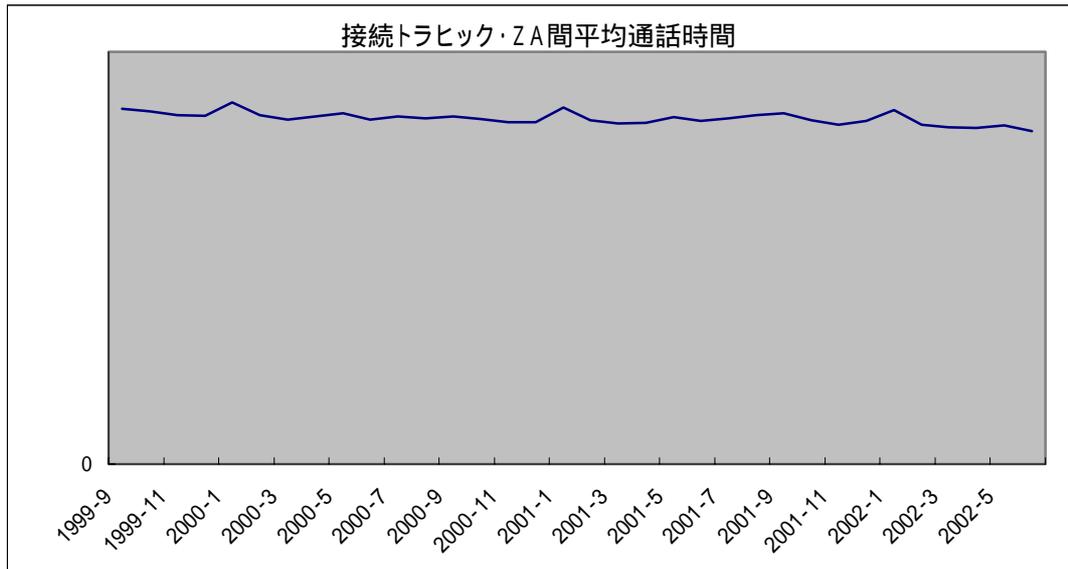
図13



図表14



図表 1 5



ウ 携帯トラフィック 図表 1 6 ~ 1 8 (グラフはG C接続とZ C接続との合計値のみ掲載)

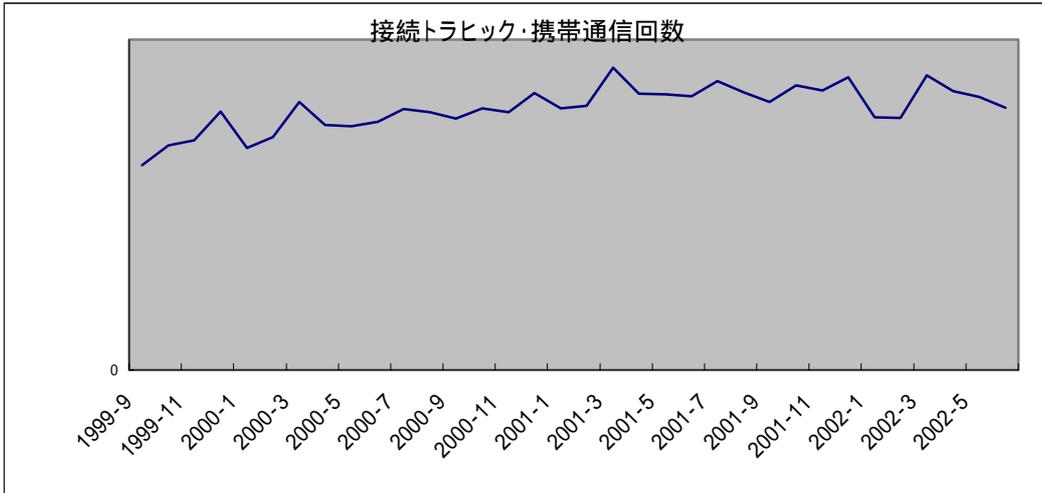
平成 8 年度から N T T 網の G C 接続が開始され、N C C は G C 接続を開始した。また、移動体事業者は当時はすべて Z C 接続であったが、コスト削減のため、平成 1 1 年 7 月の多数事業者間インターフェイスの実現に合わせて、グループ内の固定系 N C C を経由して N T T 網の G C 接続の利用に移行した。

通信回数は、平成 1 1 年 1 2 月～平成 1 4 年 8 月まで安定的に推移 (トレンド的には上昇)。平成 1 2 年 1 1 月以降急増し平成 1 3 年 4 月以降は高位で推移。G C 接続は平成 1 1 年 1 1 月以降、緩やかな増加。平成 1 3 年 3 月～平成 1 4 年 3 月の間は高水準で推移後、Z C 接続への切替により減少に転じた。Z C 接続は、平成 1 1 年 1 0 月から緩やかな上昇傾向。平成 1 4 年 3 月以降は G C 接続からの切替により急増。

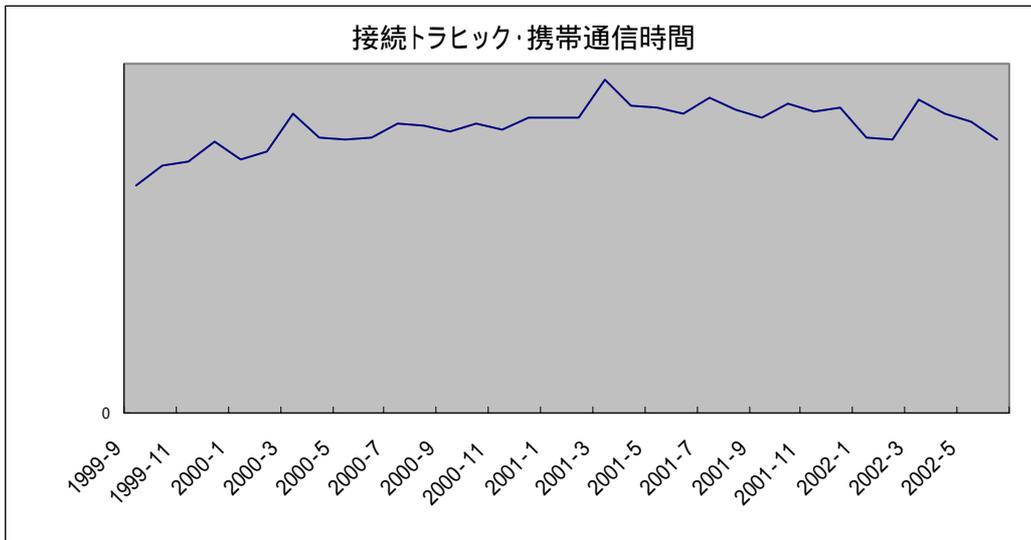
通信時間は、平成 1 1 年 1 2 月から期間中、安定的に推移。G C 接続は、平成 1 1 年 1 2 月～平成 1 3 年 1 2 月まで安定的に推移。その後急増し、高位で推移したが、平成 1 4 年 3 月以降 Z C 接続への切替により減少傾向に。Z C 接続は、平成 1 1 年 1 0 月以降緩やかな増加傾向後、平成 1 4 年 3 月以降、G C 接続からの切替により急増へ。

平均通話時間は、期間内安定的に推移。G C 接続は、期間内安定的に推移しているが、トレンド的には減少傾向。Z C 接続は、安定的に推移後、平成 1 3 年 5 月以降、減少傾向へ。

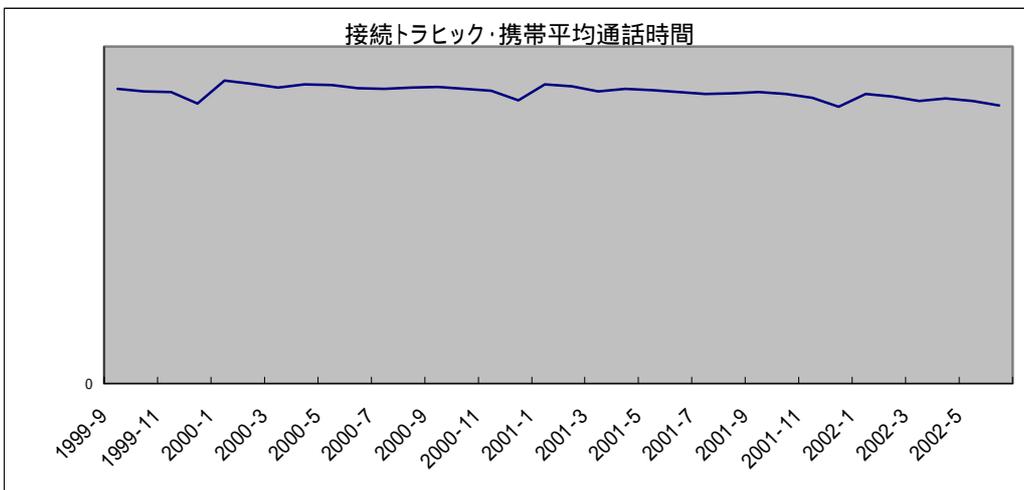
図表 1 6



図表 1 7



図表 1 8



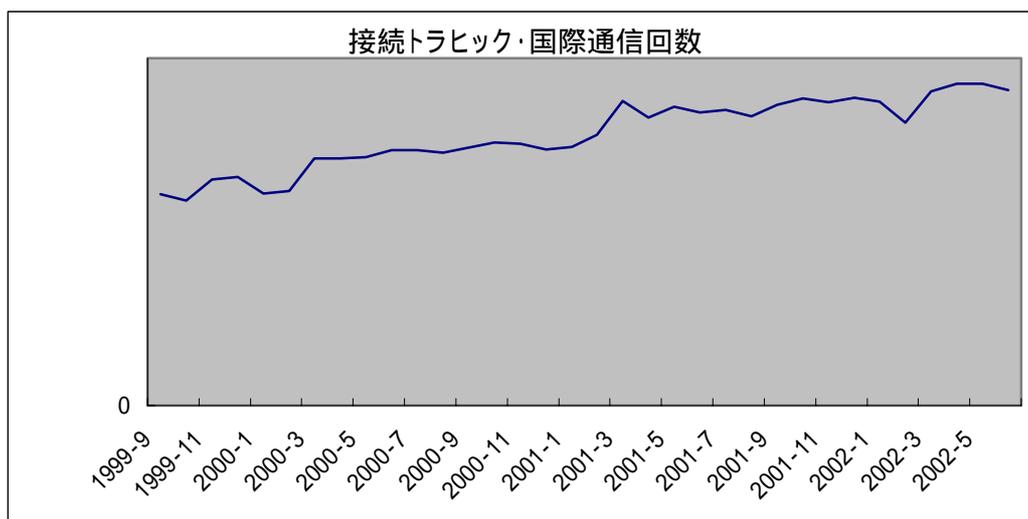
エ 国際トラヒック 図表 19 ~ 21 (グラフはG C接続とZ C接続との合計値のみ掲載)

通信回数は、期間内安定的に推移。G C接続は、平成13年5月をピークにZ C接続への切替により緩やかに減少へ。Z C接続は平成12年4月から平成13年10月を底にG C接続への切替により増加に転じた。

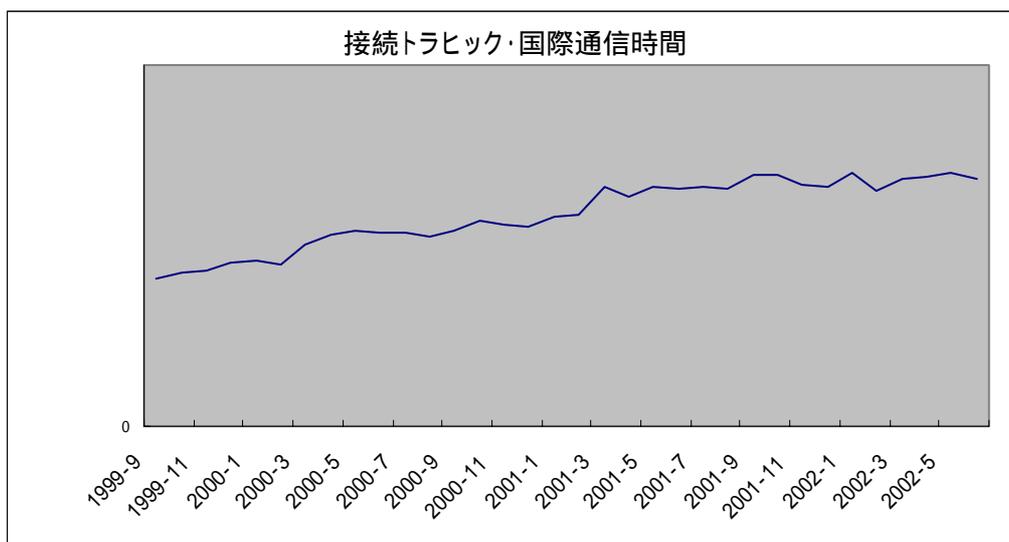
通信時間は、期間内緩やかに増加。G C接続は、平成13年9月まで増加傾向で推移後、Z C接続への切替により減少へ。Z C接続は平成12年8月までG C接続への切替により減少、その後緩やかな増加傾向へ。平成14年3月以降急増へ。

平均通話時間は、平成13年9月まで増加傾向であったが、その後、減少後、一定水準で推移。G C接続は、平成13年9月までの増加傾向後、減少傾向へ。Z C接続は、平成13年9月まで急速な増加傾向を継続したが、急落へ。

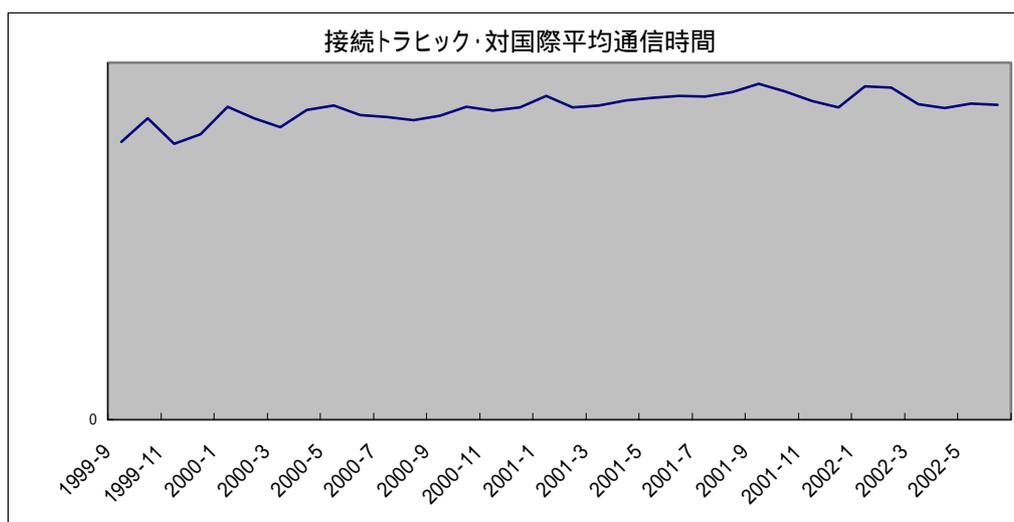
図表 19



図表 2 0



図表 2 1



## 2 近年の回線数の動向

(1) NTT東日本及びNTT西日本の回線数の動向(平成6年度～平成14年度第2四半期)

### ア 事務用回線

(ア) 一般加入電話

移動体電話の普及、専用線や他社直収回線への移行等により、平成8年度第3四半期をピークに減少。

(イ) ISDN基本インターフェイス(以下、「ISDN64」という。)

店舗併用住宅等小規模事業所におけるFAX等の2回線目の需要やインターネットの普及に伴い、期間内を通して増加傾向

であるが、平成13年度に入り伸び率が鈍化。

(ウ) ISDN一次群速度インターフェイス(以下「ISDN1500」といふ。)

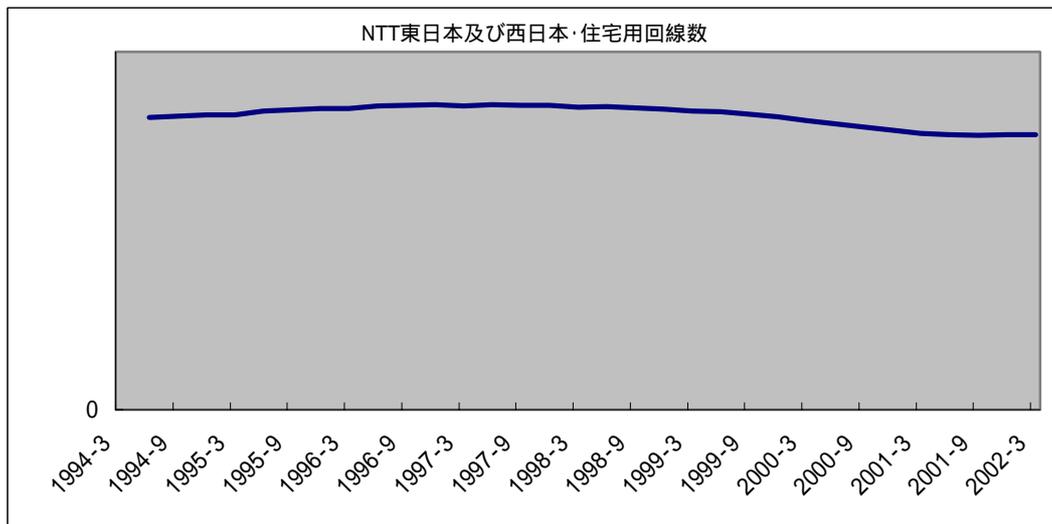
大企業における回線の集約及びダイヤルアップ接続の需要拡大によるISP事業者用の着信回線の需要増等により増加傾向であったが、平成12年度第4四半期をピークに、ADSL等、常時接続への移行に伴うダイヤルアップトラフィックの減少等により回線数は減少。

#### イ 住宅用回線

(ア) 一般加入電話 図表22

移動体電話の普及、ISDNへの切替等により減少傾向であったが、ADSL需要の拡大等により平成13年度第2四半期を底に、微増。

図表22



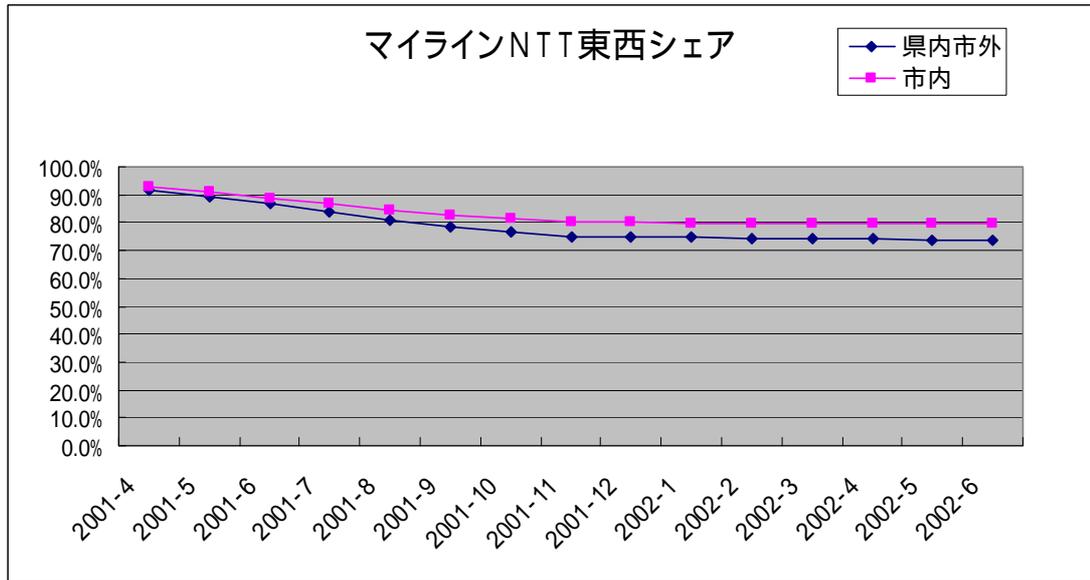
(イ) ISDN64

一般家庭におけるFAX等の2回線目の需要やインターネットの普及に伴い増加傾向であったが、平成13年度第2四半期をピークに、ADSL需要の拡大等により減少。

(2) マイラインの動向 図表23

平成13年5月から10月末までの無料登録期間において、市内通話及び県内市外通話のNTT東日本及びNTT西日本のシェアが減少してきたが、無料登録期間終了後、その減少傾向が緩やかなものとなっている。

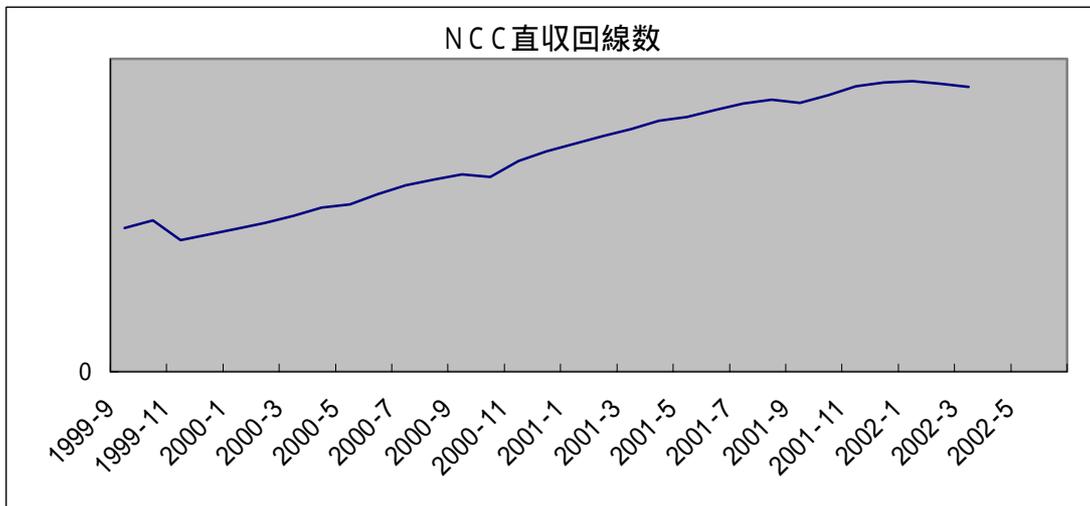
図表 2 3



(3) NCCの直収回線数の動向 図表 2 4

ほぼ一貫して増加傾向を示していたが、平成14年1月以降微減。

図表 2 4



## 第2章 基本的な予測方針

### 1 トレンド分析の問題点

情報通信審議会接続委員会においては、近年の電気通信市場の構造変化を念頭に、移動平均法等のトレンド分析により予測を行うことが適当ではないかとの指摘があった。本研究会では、この指摘に基づき、トレンド分析の適否について検討を行った。

トレンド分析は、移動平均やトレンド変数に基づき一定の関数形を仮定し、将来予測を行うものである。しかし、作業グループからのヒアリングにおいて、当該分析は、推計に用いるデータの期間選定により、推計結果が大幅に変化してしまうこと、また、期間選定の方法として客観的・妥当な方法が見当たらないこと等が指摘された。以上の指摘を踏まえ、本研究会においては、期間選定に恣意性を排除することができない当該分析方法は基本的には採用しないこととした。また、当該分析方法は、将来においても過去の確率過程が継続することを念頭に行うもの、つまり、大きな構造変化が生じないであろうと考えられる分野において行うことが適当な分析方法であることから、ADSLの急速な普及やV o I Pの台頭といった昨今の電気通信市場の構造変化を前提とした予測手法としては、必ずしも適当ではないと判断した。

なお、当該分析手法について、上記の懸念が払拭できるようなものに部分的に用いることまでは否定はしていない。実際、将来予測を行う場合に策定されるシナリオにおいて、客観性を確保するために、過去のデータのみからシナリオを策定する場合、例えば、ADSLにロジスティック関数等の関数の当てはめを行うような場合には、これらの分析手法を用いるものとする。

### 2 予測方針

以上から、本研究会では、価格要因、経済要因、競争要因等を考慮した構造式を推計することを基本方針とする。ただし、構造式により予測を行う場合には、外生変数についてシナリオを策定して外挿する必要があるが、シナリオを策定する場合には、上記のトレンド分析も含めて、予測方法として適当と認められたものを用いるものとする。

予測の対象期間は、今回の予測は、新たな接続料を算定するために用いられるものであることから、情報通信審議会で決定したモデル適用期間（平成15年度から平成16年度）を想定して、トラヒック予測に用いるのに適当と判断される推計式（以下、「構造モデル」という。）を構築するものとする。このため、近年の構造変化をできる限り反映できるように、推計式を工夫することが重要となる。この点については、4で述べる。

なお、予測トラヒックを算定するためにはシナリオを策定する必要があるが、この点については、後述するように、極めて経営戦略的色彩が強いものであるため、本研究会においては、この点については、具体的な検討を行っていない。

### 3 予測単位

#### (1) NTT東日本及びNTT西日本のトラヒック

NTT東日本及びNTT西日本は、平成11年7月を境に、従来の1社体制から、持株、東日本、西日本及びコミュニケーションズの4社に再編成された。これに伴い、トラヒックデータを含む社内データに不連続が発生しており、これが、今回の予測を行うに当たって大きな制約条件となっている。

この制約条件に鑑み、本研究会では、全国ベースの推計を基本とし、その後、合理的な手段により、東日本及び西日本に分計する手法を採用することにより、データ数の制約の緩和を図るものとする。なお、NTT再編成による影響については、ダミー変数を設けることにより、その影響は適宜排除するよう工夫をすることとした。今回、推計に用いたデータは、NTT東日本及びNTT西日本のトラヒックについては、平成6年度～平成14年度第2四半期の四半期データである。データ数から言えば、決して十分ではないが、全期間で34個のデータであるため、説明変数の数も、自由度との関係から、あまり多くならないよう注意を払いながら推計を行った。

予測する単位は、各社毎の総トラヒック量で算定することも考えられるが、研究会において、トラヒックの特性に応じて、分割して予測を行った方が適正な予測が可能ではないかとの意見が出されたことを踏まえ、トラヒックが依存している要因により、適当な単位に分割を行い、それぞれの単位の推計を行った上で、最後に、これらの単位を加算して、総トラヒックを算定することとする。具体的には、住宅用トラヒック及び回線数、事務用トラヒック及び回線数、公衆電話トラヒック及び回線数、その他のトラヒックに分割して、推計を行った。

#### (2) NCCの接続トラヒック

接続トラヒックは、今回、作業グループメンバー(メンバー以外にNTTドコモの協力も得た)の協力もあり、平成11年度～平成14年6月までのGC接続及びZC接続毎の月次データを得ることができた。

これを用いて、ZA内、ZA間、携帯、国際の4区分に分類し、それぞれの推計式を構築することとした。NTT東日本及びNTT西日本のトラヒックでは、住宅用と事務用との分類を行い推計式を構築した。これとの整合性を図るため、接続トラヒックについても、同様の分類をメンバーに依頼したが、事業者によっては、これらの分類で契約を行っていないことから、住宅用及び事務用の分類ができなかった。

本研究会の最終目的は、長期増分費用(LRIC)モデルの入力データとするための予測トラヒックを得ることである。作業グループメンバーからは、GC接続及びZC接続毎のデータを提出してもらったことから、モデル入力のためのGC接続及びZC接続のトラヒックを推計する

ことが可能となる。但し、G C 接続及びZ C 接続の割り振りは、各事業者の経営戦略や投資活動に深く関係していることから、これらの動きを時系列でみた場合には、年度によって大きな変動がある。このため、推計に当たっては、上記の4分類について、G C 接続とZ C 接続の合計を予測し、その後、適切な推計式を構築することにより、G C 接続とZ C 接続それぞれのトラフィックを推計することとした。

#### 4 市場の構造変化に伴う考察

現在の我が国の電気通信市場は、ネットワークのI P化が急速に進展している。P S T Nを取り巻く環境として、A D S Lに代表されるブロードバンド化の急速な進展に伴うP S T Nトラフィックの減少と、平成14年11月25日に番号指定が行われたV o I Pの出現に伴うP S T Nトラフィックの構造変化や従来の距離別料金体系の崩壊といった点が挙げられる。

予測トラフィックを策定するに当たっては、これらの点を考慮することは、予測トラフィックの信頼性の観点からも必要不可欠な要因である。これらの構造変化については、大きく3つに分類できる。一つは、現時点で既にその効果が現れているもの。例えば、A D S Lの影響がこれにあたる。当該影響は、P S T Nトラフィックの減少に繋がるものではあるが、A D S Lへの移行は、ヘビーユーザから発生することに鑑みれば、その単位あたりの影響は、普及が進展するに伴い逡減してくることが予想されるものである。これらについては、過去のデータに基づいて、推計式の中で推計を行うものとする。その場合には、適当な減衰関数を仮定して、推計を行うものとする。

次は、現段階ではその効果の一部が現われている程度であるが、将来の一定時期以降、ある程度の確度をもって本格的な効果が発現するであろうと予想されるものである。これは、V o I Pの影響が考えられる。V o I Pは、これまでにない料金体系(距離を意識しない料金体系)を利用者に提供することから、料金優位性のある長距離から浸透してくるものと予想されるが、一般的に、これらのトラフィックを中心に、V o I Pトラフィックへの置換えが進展していくものと予想される。一方、価格弾力性を通じたV o I Pトラフィック増加がP S T Nトラフィック増加にも作用する要因もあることから、当該影響を如何に盛り込むかが課題の一つとなる。これらのように、現在、具体的なデータや提供条件が明確ではないものについて、どのように評価するかが問題となる。

最後は、出現は予想されるが、それがどの時点で現実のものとなるか、また、その内容はどのようなものになるかが全く予想することが困難なものである。これは、定額料金制度の導入が上げられる。これについては、出現時期すらも予想の域を脱し得ないため、考慮すべきかどうか自体が問題となるが、今回の推計においては、考慮の対象外とするものとする。

推計式を実際に構築する場合、近年の構造変化をどのように推計式に盛り

込むかが問題となる。具体的な方法としては、考えられる説明変数を特定化し、その後、実績データとのフィット具合や第3章の仮説の符号条件等を考慮し、必要に応じて、ダミー変数を用いて、よりフィットがよい推計式に改良することとする。なお、各説明変数の係数にダミー変数は年度毎に用意し、 $t$ 値が大きなものや仮説で想定した符号条件に合致するものを選択するものとする。

### 第3章 具体的な予測について

#### 1 予測単位の確定

当研究会においては、以下の予測単位により、具体的な推計を行った。

##### NTT東日本及びNTT西日本のトラヒック

事務用トラヒック（通信回数、通信時間、平均通信時間）

住宅用トラヒック（通信回数、通信時間、平均通信時間）

公衆電話トラヒック（通信回数、通信時間、平均通信時間）

その他のトラヒック（通信回数、通信時間、平均通信時間）

##### NCCの接続トラヒック

ZA内トラヒック（通信回数、通信時間、平均通信時間）

ZA間トラヒック（通信回数、通信時間、平均通信時間）

携帯トラヒック（通信回数、通信時間、平均通信時間）

国際トラヒック（通信回数、通信時間、平均通信時間）

以上の予測単位でトラヒックの実績値を観察した場合、最近の動向でも見たとおり個別に特徴的な動向を示しており、トラヒックを規定する要因も異なっているものと想定されるため、この単位ごとに具体的な推計を行った。なお、推計に当たっては、通信回数、通信時間及び平均通信時間の3つを推計したが、通信回数は、価格要因や所得（経済）要因の変化に伴って、増加するか減少するかを理論的に確定することが困難という問題点がある。例えば、通話料金が低下したことに伴い、通信回数が増加することも想定され得るが、一方、平均通信時間が増加することによって通信回数が減少することも想定される。同様のことは、平均通信時間にも言えることではあるが、第1章で述べた近年のトラヒックの動向を踏まえると、通信回数よりも平均通信時間の方が、それぞれの予測単位毎に特徴的な動きをしていると判断される。以上から、本研究会では、基本的には、通信時間と平均通信時間の推計を行い、その両者から通信回数を算定する方法を採用した。

さらに、今回の予測トラヒックはLRICモデルへの入力を前提としていることから、予測したトラヒックについては、接続トラヒック全体をGC接続及びZC接続に分計することが必要となる。

#### 2 各予測単位の仮説

##### (1) NTT東日本及びNTT西日本のトラヒック

ア 住宅用トラヒック及び回線数について

(ア) 住宅用トラヒック

**住宅用通話時間 = f（実質国内通信料金指数、回線数（一般加入、ISDN64）、マイライン、鉱工業生産指数、ダイヤルアップ契約数、ADSL契約数、携帯契約台数）**

まず、通信時間に影響を与える要因としては、価格要因がある。代替サービスが存在する場合においては、利用者は、単独のサービスの料金水準のみを考慮して消費を決定するのではなく、他のサービスの料金水準との比較において、消費の選択を行っているものと考えられるため、今回の分析においては、国内通信料金を全通信料金を基準とする実質化した指数を説明変数として用いる。更に、潜在的な需要数として、回線数を説明変数とする。これが増減することは、トラフィック総量には直接的な影響があると考えられるからである。

近年のトラフィック減の要因の一つに、ADSLへの移行に伴うトラフィック減が考えられる。ADSLの利用者が個人住宅を中心に普及している現状から、住宅用通信を中心として、マイナスの影響を及ぼしているものと判断される。この影響の分析については、後述する「参考2 ADSLの評価」において詳細に行っているが、一般的には、ADSLへの移行は、ヘビーユーザから起こるものと想定されることやダイヤルアップ利用者からのADSLの移行ではなく、現在のように広く普及が図られていることに鑑み、はじめからADSLを利用する者も多くなること等から、トラフィックに与えるマイナスの影響は、徐々に減衰していくものと予想される。反対に、トラフィックを増加させる要因として、ダイヤルアップの契約者数がある。NTT東日本及びNTT西日本のトラフィックが増加し始めた平成6年は、ダイヤルアップによるインターネットの接続が始まった時期とほぼ同じであることから、当該要因は、トラフィック総量を増加させる一つの要因として考えられる。

携帯電話の普及もPSTNトラフィックにはマイナスの影響がある。携帯電話によるトラフィックの推移を見ると、総量では、平成13年度で時間20.1億時間、回数で607.1億回と依然増加傾向にある。しかし、固定・携帯間のトラフィック（時間）は、固定 携帯は平成10年度の3.9億時間をピークに減少に転じている（携帯 固定は、平成13年度までは増加傾向にある）。また、固定・携帯、携帯・携帯間の比率を見ると、固定 携帯及び携帯 固定は、一貫してシェアを低下させており、平成13年度でそれぞれ全体の17.0%、21.2%となっている。その一方で携帯・携帯間のシェアは、増加しており、平成13年度には61.8%となっている。携帯電話加入者数の伸びを見ると、平成12年11月末に一般加入電話の契約数を上回り、急速に普及してきたが、携帯電話の加入数の対前年増加率を見ると、平成7年度の135.6%をピークに減少しており、平成13年度には13.4%の伸びと鈍化している。なお、契約数は平成13年度末で6,912万加入となっている。このような傾向が今後も続けば、携帯電話市場も緩やかな飽和状態になることも想定される。PSTNトラフィックへの影響は、今後、携帯・携帯間の通話比率の推移がどのようになるかが問題となる。また、1台

あたりのPSTNトラヒックに与える影響については、普及開始時期と成熟期とで違いがあるか否かは、容易には判断できない。一般的には、普及開始時期には、通信需要が多い利用者が、屋外における通信手段の確保のために携帯電話を入手することも大いに想定されるが、成熟期においては、固定電話の通話需要がそれほど多くない利用者が携帯を入手するということが想定される。この影響についても、推計において考察してみることにする。

他方、マイライン制度導入によるトラヒックへの影響は、市内呼、市外呼の一部が従来のNTT東日本及びNTT西日本の網内トラヒックからNCCの接続呼に置き換えられることを通じて、事業者毎のトラヒック総量の変動する。各事業者のシェアの変動に伴い電気通信事業全体のトラヒック総量がどのような影響を受けるかは、事業者の需要喚起施策如何に関わっているため、一概に結論を出すことはできない。平成13年度をピークにトラヒック総量が減少に転じているが、これは、ADSLへの移行の影響もあるため、マイラインシェアの変動に伴う部分がどのように作用しているかは、更なる分析が必要であろう。

その他、経済活動は各世帯の所得を通じて、正の相関があるものと考えられる。

#### **住宅用平均通話時間 = f ( 実質国内通信料金指数、ダイヤルアップ契約数、ADSL契約数 )**

次に、平均通信時間については、価格要因は増加に作用するのか、減少に作用するのかは、一般的には決定できない。何故なら、価格要因は低廉化すれば、一般的には平均通信時間が増加する方向に作用するものと考えられるが、逆に、回数の増加に強く作用することにより、平均通信時間は不変又は減少ということも想定されるからである。分析においては、価格要因も国内通信料金を全通信料金との比較した相対価格を説明変数として用いる。これは、利用者の行動は、常に他のサービスとの代替を考慮して決定されるものと想定しているからである。

また、通信時間で見た通り、トラヒック総量には、ダイヤルアップ契約数とADSL契約数が大きな影響がある。平均通信時間においても、これらの影響は大きいものと想定される。なぜなら、ダイヤルアップの通信時間は、通常の通話とは異なり、長時間通話しているものと予想されるからである。他方、ダイヤルアップからADSLへの移行は、ヘビーユーザからの移行やダイヤルアップが通常の通話よりも長時間の通話であることと想定した場合には、平均通話時間を短縮化する方向に作用するものと考えられる。

#### (イ) 住宅用回線数

### **住宅用回線数 = f ( 実質国内通信料金指数、A D S L 契約数 ( 住宅用 I S D N 6 4 )、携帯電話契約台数 )**

住宅用回線数は、事務用回線数と同様、近年、減少傾向にあるが、平成14年度第2四半期には増加に転じている。減少の一因と考えられるものは、携帯電話の普及であると考えられる。特に、独身若年層を中心とした携帯電話の普及は、固定電話離れのみではなく、携帯電話のみの通信手段の選好により、住宅用回線数の減少に大きな影響を及ぼしているものと考えられる。他方、価格要因についても、回線数に影響があるものと考えられる。特に、相対的な国内通信料金が低廉になった場合には、加入電話の消費が増大するものと考えられる。

一方、回線数にプラスの影響としては、A D S L への移行に伴い、住宅用 I S D N 6 4 からアナログ回線への戻りが上げられる。A D S L はアナログ回線でサービスが提供されているため、当該サービスを受けるためには、一般加入回線の契約をする必要がある。このため、従来、一般加入回線を解約して I S D N のダイヤルアップでインターネットを利用していた者が A D S L へ移行する場合には、一般加入回線を再度契約する必要がある。このため、当該回線数には、住宅用 I S D N 6 4 又はダイヤルアップ契約者数が影響するものと考えられる。事務用回線で見たと V o I P の出現による住宅用回線への影響は、企業用回線と同様の効果が予想されるが、現段階では不透明な要因が多いため、どの時期に、マイナスの影響が出てくるかは、容易に判断することはできない。

### **住宅用 I S D N 6 4 = f ( 実質 I S D N 料金指数、ダイヤルアップ契約数、A D S L 契約数 )**

住宅用 I S D N 6 4 は、増加傾向が続いているが、近年、伸び率は鈍化している。住宅用 I S D N 6 4 は、F A X 用や2世帯家族向けや子供向け等、2回線目が必要な場合に利用されるケースが多い。この場合、I S D N の需要者は、一般加入電話を2回線引いた場合のコスト比較により、契約を決定しているものと考えられるため、価格要因としては、他の通信料金との比較における I S D N 料金の位置付けが影響しているものと考えられる。他方、I S D N 6 4 の用途の一つとして、ダイヤルアップ用の回線として利用しているケースも多いものと考えられることから、ダイヤルアップ契約者数にも依存するものと考えられ、更に、ダイヤルアップから A D S L へ移行しているユーザは、ダイヤルアップ契約者数の減少になることから、A D S L 契約者も当該回線数と負の相関があるものと予想される。

## **イ 事務用トラヒック及び回線数について**

(ア) 事務用トラヒック

**事務用通信時間 = f ( 実質国内通信料金指数、一般回線数、ISDN64、ISDN1500、鉱工業生産指数、A D S L 契約数、ダイヤルアップ契約数 )**

事務用トラヒックは、経済活動に大きく影響されることが想定される。なぜなら、経済活動が活性化されれば、取引上の通信等が増加するものと想定されるからである。一方、N C Cの直収回線は、大口事業者を中心に、N C Cが自らの交換機に直接収容する回線であるが、これが増加することは、N T T東西のトラヒックが減少するものであることから、N C C直収回線の推移は、事務用トラヒックを中心に影響を与えるものと想定される。また、平成13年度に開始されたマイライン制度の影響も、従来は、N T T東西のトラヒックであったものが、N C Cのトラヒック( 接続呼 )となることから、当該制度導入についても、事務用トラヒックに少なからぬ影響を及ぼしているものと予想される。

以下の回線で見るとおり、事務用I S D N 6 4、I S D N 1 5 0 0はダイヤルアップでインターネット接続に用いている例がある。このため、A D S Lへの影響は事務用通信時間にも影響を与えているものと考えられる。評価方法は、住宅用と同じ方法により推計を行うこととする。

**事務用平均通信時間 = f ( 実質国内通信指数、鉱工業生産指数 )**

平均通信時間を規定するものは、価格要因と経済要因の双方であろうと考えられる。価格要因は、既に予測方針でもみた通り、その水準の変動に伴って、平均通信時間が増加するのか、減少するのかを即断することは難しい。一般的には、価格要因が低廉化した場合には、平均通信時間は増加する方向に作用するものと想定されうるが、これは推計作業の中で、検討を行うこととする。経済要因についても、通信回数の増減との関係もあることから、活性化が平均通信時間にどちらの方向に作用するかをア prioriに決定することは困難である。当該要因についても、価格要因同様、推計作業の中で検討を行うこととする。

以上の要因のほかに、通信時間及び平均通信時間に大きな影響を与える将来の動きとして、来年夏にP S T Nへの発着が可能となるV o I Pの影響がある。しかし、当該影響については、平成16年度までを視野においた場合には、不透明である。最近、V o I Pについては、企業用のサービス提供の検討がされている旨の報道もなされてはいるが、一般的には、V o I Pの企業への導入は、P B Xの改修等の追加的な投資が必要であることから、企業の投資活動として、低廉な料金、サービス品質と追加投資とを比較考量して、決定されるものと考えられる。今後、V o I Pが企業分野にどの程度の速度で普及するかは、これら複数の要因が絡ん

でいることから、極めて予想し難いものである。

(イ) 事務用回線数

**事務用回線数 = f ( 実質国内通話料金指数、 鉱工業生産指数、 N C C 直収回線数 )**

事務用一般加入回線数は、近年減少傾向が続いている。回線数の減少は、通信時間及び通信回数の双方にマイナスの影響を及ぼすものと想定される。なぜなら、回線数が減少しても、回線当たりの使用率が上昇することによりトラヒックに大きなマイナス影響を及ぼさないことも想定されうるが、使用率の向上にも限界があることから、回線数の減少は、一般的にはトラヒック減少に作用するものと想定される。回線数は、経済活動に最も影響を受けるものと想定される。経済活動が活性化すれば、企業活動も活発化することや新規企業の創設等を通じて、回線数は増加するものと想定される。他方、N C C 直収回線数は、大口事業者を中心に、N C C が獲得している状況に鑑み、当該回線数が増加することは、N T T 東西の事業用回線数が減少する方向に作用するものと想定される。また、企業は、専用線を含む多くの代替サービスがあるため、国内通話料金と全通話料金との相対価格により、一般加入電話を契約するか否かを判断するものと予想される。以上から、国内通話料金と全通信料金を相対比較が説明変数の候補として考えられる。

**事務用 I S D N 6 4 = f ( 実質 I S D N 料金指数、 鉱工業生産指数、 ダイヤルアップ契約数 )**

**I S D N 1 5 0 0 = f ( 実質 I S D N 料金指数、 鉱工業生産指数、 ダイヤルアップ契約数 )**

また、事務用の I S D N 6 4 は、小規模事業者の F A X 用等の回線増分やダイヤルアップ接続のために利用されるほか、複数回線を所有している事業者にとっては、基本料が加入電話 2 回線分よりも低廉であるため、アナログ回線から移行している例もある。一方、I S D N 1 5 0 0 は、1 回線で最大で電話 2 3 回線分が利用可能であるが、基本料は事務用電話の約 1 2 倍であるため、基本料節約の観点から、2 0 回線程度を所有する企業が導入しているケースやインターネットの I S P 事業者のダイヤルアップ用着信回線として導入するケース、通信販売等のフリーダイヤル事業者の着信用回線として導入するケースなどがある。両回線数とも近年減少傾向に転じている。これは、ダイヤルアップ契約数が減少に転じたことや近年の経済不況を反映した合理化や倒産件数の増大を反映しているものと想定されるが、経済活動が活性化するとともに、下げ止りするものと予想される。また、I S D N 6 4 及び I S D N 1 5 0 0 の需要が、一般加入電話との料金の相対比較によっ

ていることから、価格要因として、ISDN料金と他の通信料金との相対価格が、需要を決定する要因となると考えられる。さらに、ISDNの回線は、ダイヤルアップに利用されている実態もあるため、ダイヤルアップ契約者数と正の相関があるものと考えられる。

VoIPの出現に伴う回線への影響については、ドライカップの料金の推移やVoIPの料金水準やサービスの質等、多くの要因が作用するものである。これらの条件が整えば、回線数にマイナスの影響があるものと想定されるが、平成16年度までにどのような影響があるかは、現段階では不透明な要因が多いため、容易に判断できない。

#### ウ 公衆電話トラヒック及び回線数について

##### (ア) 公衆電話トラヒック

**公衆電話通信時間 = f (国内通信料金と携帯通信料金の相対価格、公衆電話台数、携帯電話台数)**

**公衆電話通話回数 = f (国内通話料金と携帯通信料金の相対価格、公衆電話台数、携帯電話台数)**

公衆電話は、屋外の通信手段として長年その役目を果たしてきたが、近年は携帯電話の急速な普及を背景に、回線数が低下している。同様に、通信時間及び通話回数も携帯電話の影響を受け、低下傾向が継続している。携帯電話市場が今度どのように推移するかで、公衆電話トラヒックは大きく影響を受ける。携帯電話市場がほぼ飽和状態であれば、公衆電話トラヒックは下げ止るであろうと予想される。

一方、携帯電話の普及に伴う公衆電話トラヒックへの影響は、住宅用トラヒックと同様に、普及開始時期から成熟期にかけて逡減していくことも想定されるが、この点については、分析を通じての判断が必要である。しかし、公衆電話を利用する目的はあくまで屋外の通信手段であることから、使用目的については、携帯電話の出現には関係なく変化がないものと想定され、また、将来においても大きな変化はないものと想定される。現に、近年の平均通話時間は季節変動はあるものの、一定のパターンを示していることから、この傾向は将来においても、継続する可能性は大きいものと予想される。この点から、通信回数については、通信時間の変動と同じような変動をするものと考えられることから、推計式には、通信時間の説明変数と同じものを用いるものとする。

##### (イ) 公衆電話台数

**公衆電話台数 = f (過去1年間の1台あたりの平均利用時間、1期前の公衆電話台数)**

公衆電話台数は、N T T 東日本及びN T T 西日本の事業計画で決定されることから、分析は難しい。事業計画は、前年度の公衆電話利用状況等を勘案して決定されるものであるから、大きなタイムラグをもって、台数の変動は起こるものと想定されるから、過去1年間の利用状況が影響されるものと仮定する（事業計画は、過去1年程度の利用実績を勘案して、設置台数を決定するものと想定されることため）。また、撤去や新設についても、地元との調整が必要な場合もあることから、回帰分析で分析できない要因も作用していることから、これらの点には注意が必要である。

## (2) N C C の接続トラヒック

N T T 東日本及びN T T 西日本のトラヒックは、トラヒック動向の特徴等に鑑み、住宅用・事務用に区分した。N C C の接続トラヒックについても、事務用・住宅用の区別を試みたが、事業者により対応に差があったため、今回の推計では、事務用・住宅用の区別を行わずに、合算したもので推計を行った。

### ア Z A 内接続トラヒック

**Z A 内通話時間 = f ( 実質国内通信料金指数、鉱工業生産指数、マイライ  
ンシェア、携帯電話契約台数 )**

**Z A 内平均通話時間 = f ( 実質国内通信料金指数、A D S L 契約者数、  
ダイヤルアップ契約数、鉱工業生産指数 )**

当該トラヒックは、固定電話N C C が市内通話及び県内市外通話のサービスを提供するためにN T T 東日本及びN T T 西日本のネットワークに接続するトラヒックである。これは、事務用及び住宅用が合算されているため、経済活動や価格要因及びN T T 東日本及びN T T 西日本のシェアにより、影響を受けるものである。

### イ Z A 間接続トラヒック

**Z A 間通信時間 = f ( 実質国内通信料金指数、鉱工業生産指数、携帯電  
話契約台数、Z A 間通信回数 )**

**Z A 間通信回数 = f ( 実質国内通信料金指数、鉱工業生産指数、携帯電  
話契約台数、Z A 間通信時間 )**

当該トラヒックは、固定電話N C C が県間通話のサービスを提供するためにN T T 東日本及びN T T 西日本のネットワークに接続するトラヒックである。これも事務用と住宅用が合算されているため、経済活動や価格要因により影響を受けるものである。また、価格要因としては、国内通信料金と全通信料金（事業用が含まれているため、その代替的なサービスは、専用線も含めたものであると考えられるため）との相対料金が考えられる。国内通信料金が割安になった場合には、通信時間は増加するものと考えられる。携帯電話の料金体系は、距離区分別に2

段階となっている一方、加入電話は4段階となっていることから、加入電話よりも距離を意識した利用となっていないものと想定される。この場合、携帯電話による長距離通話は、加入電話よりも多くなっているものと予想されるため、携帯電話契約台数が増加した場合には、Z A間の通信時間を減少させる方向に作用するのではないかと予想される。

なお、通信回数については、平均通信時間が価格によりどのような影響を受けるかによって方向が定まることとなる。

#### ウ 携帯接続トラヒック

**携帯通信時間 = f ( 実質携帯通信料金指数、鉱工業生産指数、携帯電話契約台数 )**

**携帯通信回数 = f ( 実質携帯通信料金指数、鉱工業生産指数、携帯電話契約台数 )**

当該トラヒックは、携帯電話事業者が固定電話着信する場合、又は、固定電話から携帯電話に着信する場合にN T T東日本及びN T T西日本のネットワークに接続するトラヒックである。

価格要因としては、携帯・固定相互の通話料金の相対料金が考えられる。携帯は屋外通信手段として、一般固定電話の代替通信手段として出現したことから、利用者は、国内通信料金との比較において、相対的に携帯通信料金が割安になった場合には、通信時間が増加する方向に作用するものと考えられる。また、経済活動が活性化することに伴い、企業活動の活性化、世帯所得の増加を通じ、通信時間は増加する方向に作用するものと考えられる。更に、携帯電話台数も当該トラヒックに影響を与えているものと想定される。携帯電話台数が多くなれば、固定電話に着信・発信する機会が増大することから、トラヒックは増加するものと予想される。

なお、通信回数については、価格要因及び経済要因による影響については、平均通信時間との関係で、どちらに作用するかは判断することができない。

#### エ 国際接続トラヒック

**国際通信時間 = f ( 実質国際通信料金指数、鉱工業生産指数、トレンド変数 )**

**国際平均通信時間 = f ( 実質国際通信料金指数、鉱工業生産指数、トレンド変数 )**

当該トラヒックは、国際電話N C Cが国際通話のサービスを提供するためにN T T東日本及びN T T西日本のネットワークに接続するトラヒックである。当該トラヒックを規定する要因として、価格要因は、国際通信料金と他の通信料金との相対価格が考えられる。国際通信料

金が相対的に割安になった場合にはトラヒックが増大するであろうと予想される。また、経済活動が活性化することや所得が増大することによりトラヒック増加に作用するものと予想される。さらに、過去のトレンドをみた場合、時系列的に増加傾向があるため、毎年一定の比率で増加しているものと予想される。

### 3 推計結果及び評価

#### (1) 各単位の推計結果と評価

##### 予測単位の推計式とその評価

以下、主要な推計式の説明変数及び推計過程における検討状況等を記述する。なお、各予測単位の推計式は参考資料1に一覧で示している。

#### 【NTT東日本及びNTT西日本のトラヒック】

##### ・ 住宅用回線

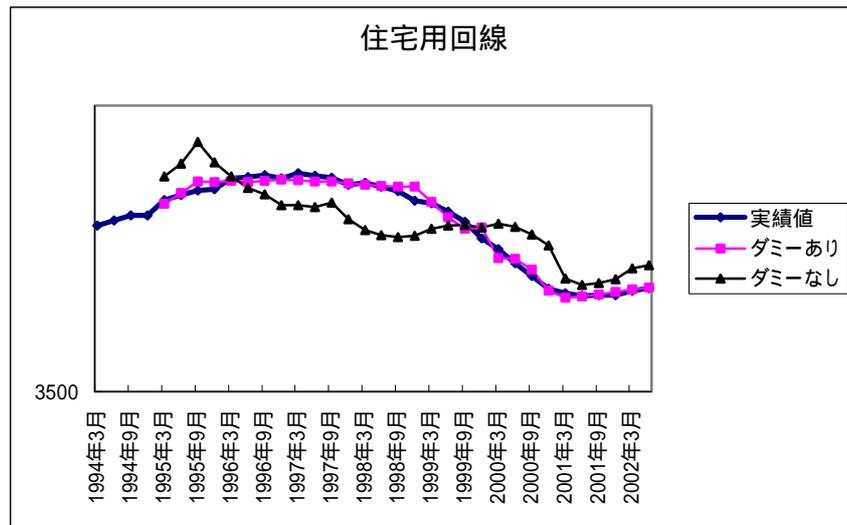
##### 一般加入電話回線

説明変数として、国内電話料金と携帯電話料金の相対価格、ADSLからの乗り換えを考え、住宅用ISDN64及び携帯電話の契約数により推計式を策定した。全実績データ（平成6年度第1四半期～平成14年度第2四半期）を用いて推計した結果は、

$$\begin{aligned} \log(\text{住宅用回線数}) &= 7.71371_{(5.26540)} \\ &+ 1.22849_{(2.61076)} \times \log(\text{国内通信料金指数/全通信料金指数}) \\ &- 0.028547_{(-1.37832)} \times \log(\text{住宅用ISDN64}) \\ &+ 0.038643_{(0.441546)} \times \log(\text{移動体契約数}) \end{aligned}$$

となる。これを見ると、価格要因の係数が仮説と異なりプラスとなっているほか、移動体契約数の係数の符号もプラスになっている。さらに、図25のように、過去のトレンドから大きくずれており、修正決定係数も0.563968、DW比も0.151474とかなり推計結果が悪くなっている。以上から、各年度のダミー変数を用いて、推計式を改善した結果、価格要因の係数 $(2.62781_{(3.55036)}) \times 2001$ 年度ダミー $+ 0.096217_{(0.283468)}$ 、移動体契約数の係数 $(-0.00547196_{(-11.4092)}) \times 2001$ 年度ダミー $+ 0.0723_{(2.77276)}$ は依然プラスのままとなっているが、修正決定係数も0.980964、DW比も1.79809に改善された。この結果、同図に示すように、過去のトレンドにフィットしている推計式となったことから、今回の推計においては、年度ダミーを用いて改善した推計式を用いるものとする。

図表 2 5



#### ISDN 6 4

説明変数として、ISDN 料金と携帯通信料金の相対価格、ダイヤルアップ契約者数及びADSLへの移行の影響を想定し、ADSL 契約者数により推計式を策定した。なお、残差に自己相関が見られたため、コクラン・オーカット法を用いた。全実績データ（平成6年第1四半期～平成14年第2四半期）を用いて推計した結果は、

$\log(\text{住宅用 ISDN64})$

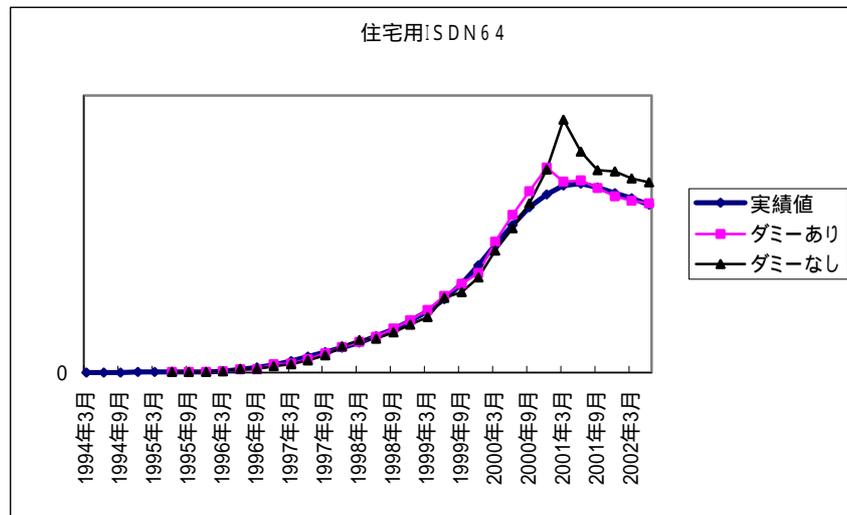
$$\begin{aligned}
 &= 0.108045_{(3.64736)} \times \log(\text{ダイヤルアップ 契約者数}) \\
 &\quad - 0.00437543_{(-0.103736)} \times \log(\text{ADSL 契約者数}) \\
 &\quad - 6.75417_{(-1.83464)} \\
 &\quad \quad \times \log(\text{ISDN 料金指数/全通信料金指数}) \\
 &+ 1.02498_{(62.6539)} \times (\log(\text{住宅用 ISDN64}(-1))) \\
 &\quad - 0.108045_{(3.64736)} \times \log(\text{ダイヤルアップ 契約者数}(-1)) \\
 &\quad + 0.00437543_{(-0.103736)} \times \log(\text{ADSL 契約者数}(-1)) \\
 &\quad + 6.75417_{(-1.83464)} \\
 &\quad \quad \times \log(\text{ISDN 料金指数}(-1)/\text{全通信料金指数}(-1))
 \end{aligned}$$

となり、仮説で立てたADSLの統計的有意性が低くなっている。修正決定係数は0.993071で十分であるが、DW比は0.937462と自己相関が認められ、また、過去のトレンドとの比較を示した図26を見ると、最近の増加傾向が反転しているが、このトレンドを追いきれていない。

これを改善するため、年度ダミーにより、近年の構造変化を吸

収した場合、ADSLの符号は  $-0.013125_{(-0.363322)}$  と t 値は僅かに改善はされたが、依然、統計上の有意性には問題がある。しかし、修正決定係数は  $0.993823$  とわずかに改善し、DW比は  $1.78020$  とかなり改善が図られた。なお、過去とのトレンドのフィット状況は、ダミーを用いていない式では追いきれていなかった、近年の増加傾向の反転部分について、ダミー変数を用いることにより、改善されていることから、今回の予測においては、年度ダミーを用いて改善した推計式を用いることとする。

図表 2 6



・ 事務用回線

一般加入電話回線

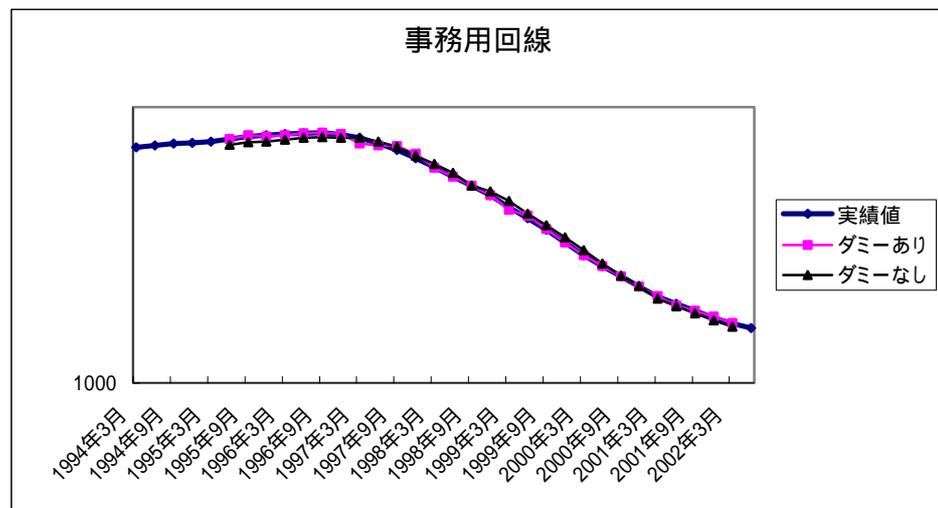
説明変数として、国内電話料金と全通信料金の相対価格、経済活動を代表するものとして鉱工業生産指数により、推計式を策定した。なお、残差に自己相関が見られたため、コ克蘭・オーカット法を用いた。全実績データ（平成6年度第1四半期～平成14年度第2四半期）を用いた推計結果は、

$$\begin{aligned} \log(\text{事務用回線}) &= 7.79132_{(17.8157)} \\ &+ 0.302322_{(0.927936)} \\ &\quad \times \log(\text{国内通信料金指数/全通信料金}) \\ &- 0.017265 \times \log(\text{鉱工業生産指数}) \\ &- 0.000561061_{(-0.704356)} \times \log(\text{NCC直収回線数}) \\ &+ 1.04940_{(79.8588)} \times (\log(\text{住宅用回線}(-1))) \\ &- 7.79132_{(17.8157)} \\ &- 0.302322_{(0.927936)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \times \log(\text{国内通信料金指数}(-1) / \text{全通信料金指数}(-1)) \\ & + 0.017265 \times \log(\text{鉱工業生産指数}(-1)) \\ & + 0.000561061_{(-0.704356)} \times \log(\text{N C C 直収回線数}(-1)) \end{aligned}$$

となった。修正決定係数は 0.996642 であり、図表 2 7 のとおり、過去のトレンドとのフィットはかなり高いが、DW比は 0.176626 で自己相関が認められる。符号条件をみると、価格要因がプラスとなっているほか、鉱工業生産指数の符号もマイナスとなっており、仮説とは反対となっている。これを改善するため、年度ダミーを用いて推計を行うと、価格要因は、2001 年度でマイナス(-2.20672<sub>(-3.22290)</sub> + 0.736075<sub>(1.57822)</sub>)となった。しかし、鉱工業生産指数は -0.044467<sub>(-0.672150)</sub> と改善は図られなかったが、修正決定係数は 0.998959 とわずかに改善したほか、DW比は 1.85203 とかなり改善している。このため、今回の予測においては、年度ダミーを用いた式を採用することとする。

図表 2 7



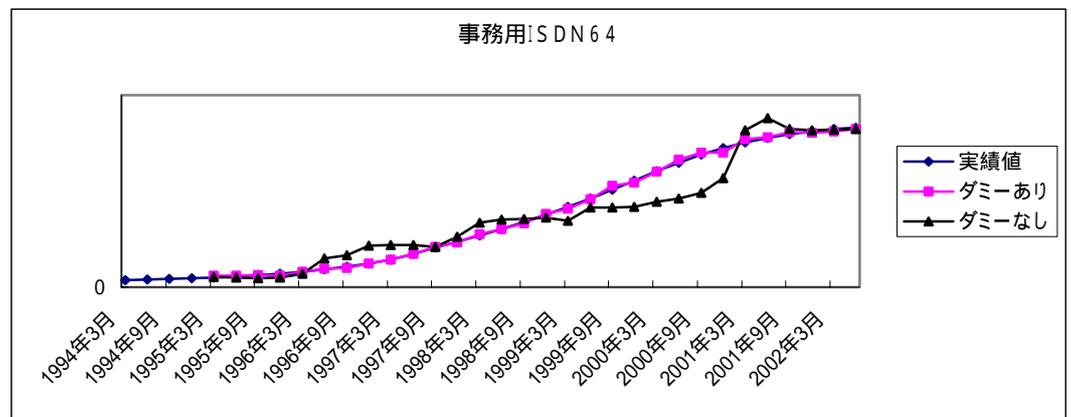
#### I S D N 6 4

説明変数として、I S D N 料金と全通信料金の相対価格、経済活動を代表するものとして鉱工業生産指数及びダイヤルアップ契約者数により推計式を策定した。全実績データ(平成 6 年度第 1 四半期～平成 1 4 年度第 2 四半期)を用いた推計結果は、

$$\begin{aligned} \log(\text{住宅用 ISDN64}) &= 0.782926_{(31.9141)} \times \log(\text{鉱工業生産指数}) \\ &+ 0.110021_{(7.15312)} \times \log(\text{ダイヤルアップ契約者数}) \\ &- 10.6352_{(-4.71954)} \times \log(\text{ISDN 通信料金指数} / \text{全通信料金指数}) \end{aligned}$$

となっており、符合条件は仮説で立てたとおりとなっている。しかし、修正決定係数は 0.920422 であるが、図表 28 のとおり、過去とのフィットを見た場合、2000 年度のフィットがかなり悪い状況にある。また、DW比も 0.450221 と自己相関が見られる。これらの点について、年度ダミーを用いて改善を行うと、同図のとおり、過去のトレンドとのフィットがよくなり、修正決定係数は 0.996232、DW比も 1.61603 にまで改善されたことから、今回の予測においては、年度ダミーを用いた式を採用することとする。

図表 28



### ISDN1500

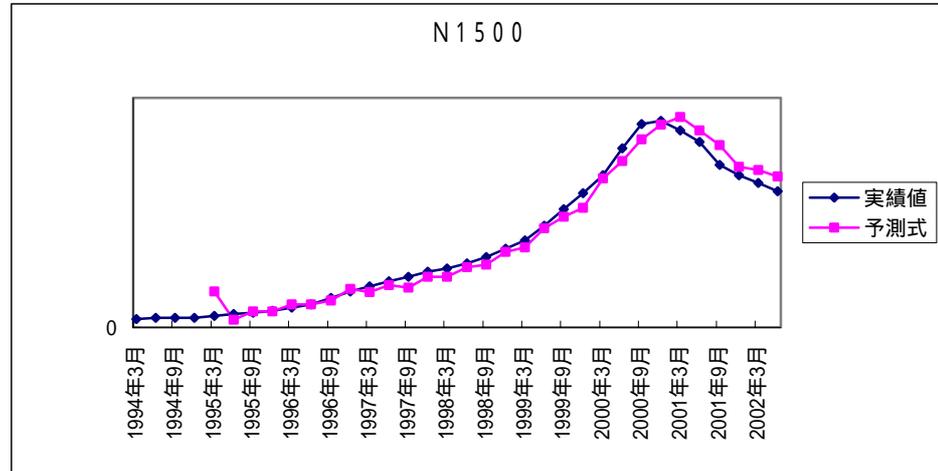
説明変数としては、ISDN通信料金と全通信料金の相対価格、経済活動を代表するものとして鉱工業生産指数及びISP事業者がダイヤルアップ着信用に使用している状況に鑑みダイヤルアップ契約者数により、推計式を策定した。なお、残差に自己相関が見られたため、コ克蘭・オーカット法を用いた。全実績データ（平成6年度第1四半期～平成14年度第2四半期）を用いた推計結果は、

$$\begin{aligned}
 \text{ISDN1500} = & -105.710_{(-1.93411)} \times (\text{ISDN 通信料金指数} / \text{全通信料金指数}) \\
 & + 1.26372_{(2.50516)} \times (\text{鉱工業生産指数}) \\
 & - 0.159427_{(3.80391)} \times 10^{-4} \times (\text{ダイヤルアップ契約者数})
 \end{aligned}$$

となり、符号条件は仮説と合致しており、統計的な有意性も確保された。修正決定係数は 0.976118 となっているが、コ克蘭・オーカット法を用いたにもかかわらず、DW比は 0.755653 と自己相関が認められるが、図表 29 のとおり、過去のトレンドもほぼフ

フォローしていることから、今回の予測においては、当該推計式を採用することとする。

図表 2 9



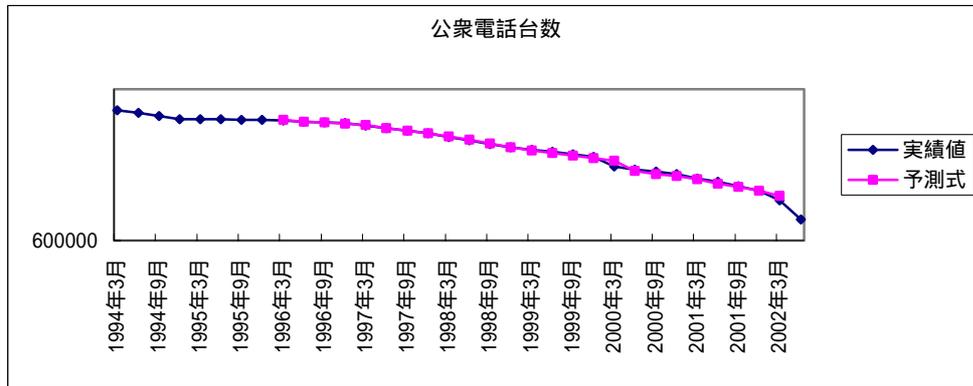
・ 公衆電話台数

説明変数として、過去1年間の公衆電話1台あたりの平均利用時間及び1期前の公衆電話台数を用いて推計を行った。全実績データ（平成6年度第1四半期～平成14年度第1四半期）を用いた推計結果は、

$$\begin{aligned}
 \text{公衆電話台数} = & -44392.1_{(-3.54486)} \\
 & + 116.773_{(1.23825)} \\
 & \times (\text{過去1年間の公衆電話1台あたりの平均利用時間}) \\
 & + 1.03822_{(47.9133)} \times (\text{公衆電話台数}(-1))
 \end{aligned}$$

であり、修正決定係数は 0.994263 と図表 3 0 のとおり、過去のトレンドをフォローしている。なお、DW値は - 0.078335 と自己相関が認められるが、過去のフィットが良いこと及び符号条件も仮説に合致していることから、今回の予測においては、当該推計式を採用することとする。

図表 3 0



- 住宅用通信時間及び平均保留秒数  
(通信時間の推計式)

住宅用通信時間の説明変数としては、価格要因は国内電話料金と全通信料金の相対価格、需要の基盤である住宅用一般電話回線数及び住宅用ISDN64、競争要因としてマイラインシェアを、所得を代表するものとして鉱工業生産指数、トラヒックの置き換えとして移動体契約台数を、また、ダイヤルアップ接続により、通信時間が増大していることが想定されることから、ダイヤルアップ契約数を、さらに、ADSL移行により、当該トラヒックが地域IP網に流出していることから、ADSL契約者数を用いて、推計式を策定した。

ADSLの評価方法については、作業グループでも多くの時間をかけて検討した課題の一つであった。作業グループでは、ADSLの影響は、ヘビーユーザから移行しているものと考えられるため、PSTNへの影響は逡減していくのではないかと仮説の下、どのような減衰関数を用いて評価するかが問題となった。作業グループで提案があったものは指数関数によるものと整次関数によるものの2点であった。

指数関数による評価

指数関数による評価は、インターネットのヘビーユーザからの順次移行とトラヒック理論に基づく保留秒数毎の分布(理論式)の2つの仮定から、ADSLの影響を理論的に評価するものである。(参考資料5)しかし、ヘビーユーザから順に移行していくということは一般的に想定されるものであるが、その他にも、常時接続のメリット(PCの再起動の面倒がなくなる等)から移行する等、他の要因から移行することも想定されるため、上記の仮定は極めて強すぎる仮定であり、現実をどの程度反映して

いるかは疑問が残るものでところである。また、保留秒数の理論的な分布を応用することについては、通常の音声伝送の場合と、インターネット利用の場合には相違が認められること、また、理論式を用いる場合の前提条件となる全体の平均保留秒数の確定が、現段階のデータのみからでは困難であることから、当該提案をそのまま適用することには問題がある。

#### 整次関数による評価

作業グループメンバーからは、ISDN64の解約者を対象としたサンプル調査により、時系列的に、移行する利用者の利用実績がどのように変化するかを示すデータが作業グループで示された。提案者からは、最も決定係数のよいものとして整次関数により推計した結果が提出された。その後、作業グループメンバーからは、より多くのデータによる要請があったため、追加の情報が示されたものである。

作業グループメンバーから、更に実際に定額IPサービスへ移行したユーザに関するデータが示されたことを受けて、事務局において、提出されたデータに基づき、指数関数、整次関数及び二次関数により推計を行った。その結果は、以下のとおりである。

関数形	推計結果	修正決定係数
指数関数	(一人当たり) 通話時間 = $1.11938_{(36.3466)} \times \exp(-0.8133_{(10.4683)} \times 10^{-4} \times (\text{加入者数累計}))$	0.890787
整次関数	(一人当たり) 通話時間 = $2.91739_{(4.29975)} \times (\text{加入者数累計})^{(0.157902_{(5.21273)})}$	0.633719
二次関数	(一人当たり) 通話時間 $= 0.388910_{(1.40729)} \times 10^{-8} \times (\text{加入者数累計})^2$ $- 0.978810_{(4.10022)} \times 10^{-4} \times (\text{加入者累計})$ $+ 1.13043_{(27.4326)}$	0.886876

以上から、指数関数の修正決定係数が高いため、指数関数に従って、ADSL移行に伴うPSTNへの影響は、逓減するものと判断される。この結果を用いて、推計式を策定するが、住宅用通信時間に及ぼす影響は、上記推計式の1人目～累積契約者数までの積分形 ( $\int \exp(-a \times \text{ADSL}) d(\text{ADSL})$ ) で評価を行う必要がある。今回の推計に当たっては、住宅用通信時間に、ADSLの影響をプラスし、更にダイヤルアップ契約者数のトラヒックをマイナスしたトラヒック量について、上記の価格要因、回線数、マイラインシェア及び鉱工業生産指数により推計を行った。なお、AD

S L の係数及びダイヤルアップ契約者数の係数も同時に最尤法を用い、非線形形式で推計をした。

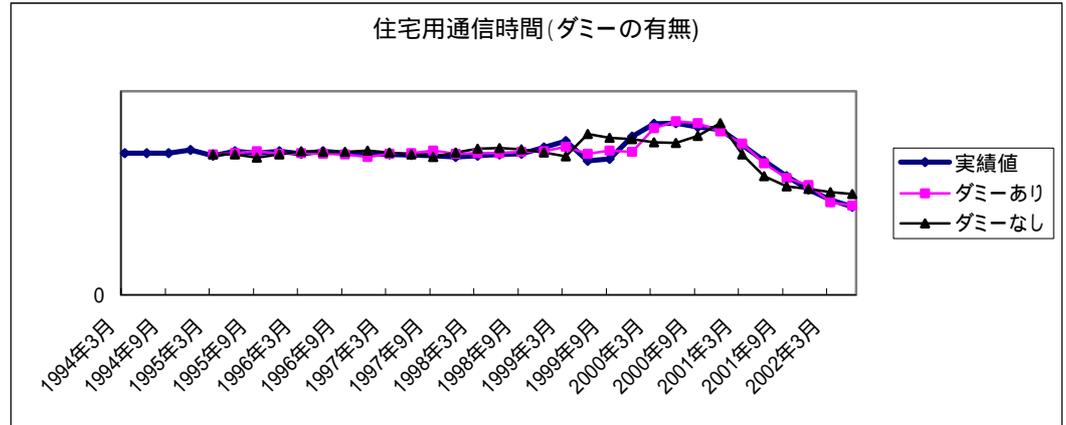
全実績データ（平成 6 年度第 1 四半期～平成 1 4 年第 2 四半期）を用いた推計結果は、

$$\begin{aligned}
 & \log(\text{住宅用通信時間}) \\
 & - 74933.1_{(-0.516883)} \times (\text{NTT シェア分の ADSL 契約数比}) \\
 & \quad \times (1 - \exp(-0.0000813373 \times (\text{ADSL 契約者数累計}))) \\
 & \quad + 0.020231_{(0.332565)} \\
 & \quad \times (\text{NTT シェア分のダイヤルアップ契約者数}) \\
 = & 1.50594_{(2.87354)} \times \log(\text{一般加入回線数} + \text{住宅用 ISDN64}) \\
 & + 2.37184_{(2.43728)} \times \log(\text{マイラインシェア}) \\
 & - 3.68086_{(-0.749052)} \times \log(\text{国内通信料金指数} / \text{全通信料金指数}) \\
 & - 0.128621_{(-0.213305)} \times \log(\text{鉱工業生産指数}) \\
 & + 0.087265_{(0.623709)} \times \log(\text{移動体契約数}) \\
 & - 0.175022_{(-1.98939)} \times (\text{NTT コミュニケーションズ変数})
 \end{aligned}$$

となった。しかし、DW比は 1.13147 で自己相関が認められ、また、ADSL、ダイヤルアップ契約者数の符号条件が反転、統計的にも有意性が認められない。さらに、価格要因及び鉱工業生産指数が統計的にも有意ではない結果となった。移動体契約数は、仮説ではマイナスに作用するものと考えていたが、プラスに逆転している。更に、過去のトレンドのフォローは図表 3 1 のとおり、近年の急激な増加傾向をフォローしきれていない点が問題である（推計に用いた統計ソフトでは、陰関数の推計には決定係数は出力されない）。

これを改善するため、年度ダミーを用いた場合には、ADSL の係数  $93686.2_{(1.75425)}$ 、価格要因  $(-27.5303_{(-3.09313)}) \times 2001$  年度ダミー  $+ 2.03228_{(0.821158)}$ 、鉱工業生産指数  $(0.288838_{(5.07105)}) \times 2001$  年度ダミー  $- 0.155831_{(-0.46864)}$  と統計的に改善された。また、移動体契約台数は  $-0.107292_{(-1.44076)}$  と統計的に問題はあるものの、符号条件は仮説を満たす結果となった。更に、過去のトレンドのフォロー状況をみると、同図のとおり、近年の急激な増加をフォローできる式に改善されたため、今回の推計においては、年度ダミーを用いた式を採用することとする。

図表 3 1



(平均通話時間の推計式)

平均通話時間は、価格要因として実質国内電話料金指数、ダイヤルアップ契約者数、ADSL契約者数により、推計式を策定した。当該推計式においては、ダイヤルアップ契約者数とADSL契約者数は比率を用いて説明変数とした。この比率は、ダイヤルアップ契約者数の増加は、平均通話時間を増大させる方向に作用するが、一方、ADSL契約者の増加は、ダイヤルアップからADSLへの移行により、平均通話時間を短縮させるものと考えられるため、符号条件はプラスになるものである。

全推計データ(平成6年度第1四半期～平成14年度第2四半期)を用いた推計結果は、

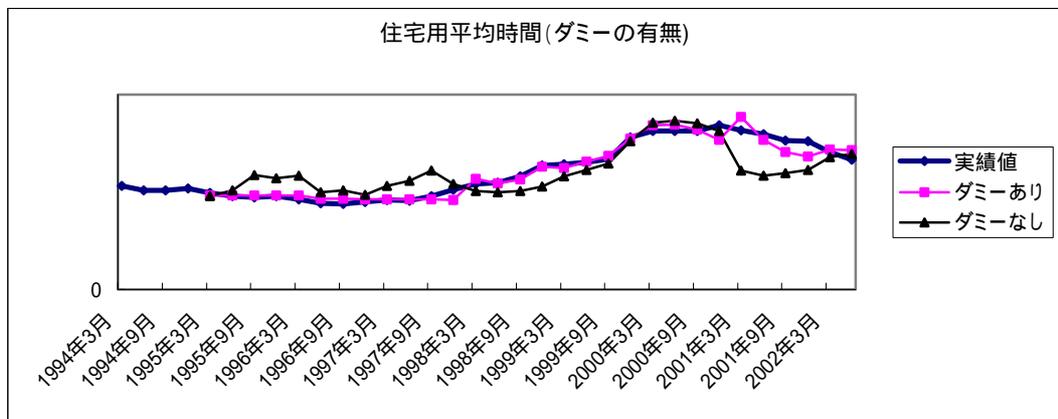
$$\begin{aligned} \text{住宅平均通信時間} &= 5.44971_{(79.5459)} \\ &+ 13.5170_{(5.86030)} \times (\text{国内通信料金指数} / \text{携帯通信料金指数}) \\ &- 0.028482_{(-4.11319)} \times (\text{ダイヤルアップ}^\circ \text{契約者数} / \text{ADSL契約者数}) \end{aligned}$$

となった。価格要因は符号がプラスになっているが、これは仮説でも検討したとおり、相対価格の下落に伴い時間の伸び以上に回数が増加すること考えられることから、一概に符号条件を決定することはできない。また、後者のダイヤルアップ契約者数とADSL契約者数の比率の係数がマイナスとなっているが、ダイヤルアップ契約者数が増加するほど、平均通話時間が短縮されることとなり、符号条件が反対となっている。更に、過去のトレンドのフォロー状況を図表32で見た場合、近年の平均通話時間の増加から減少に至るトレンドをフォローし切れていないものとなっている。なお、修正決定係数は0.534682、DW比0.360729で

ある。

これを改善するため、年度ダミーで、近年のトレンドの変化を吸収させる推計式を策定した。これによると、価格要因は依然プラス( $13.5480_{(5.54536)} \times 2001 \text{ 年度ダミー} + 0.277022_{(0.092569)}$ )のままではあるが、ダイヤルアップ契約者数とADSL契約者数の比率の係数は( $0.113203_{(4.15432)} \times 2001 \text{ 年度ダミー} - 0.00462096_{(-0.654346)}$ )とプラスに改善され、修正決定係数も0.934803にまで改善された。なお、DW比は1.72078に改善されている。以上から、今回の予測においては、年度ダミーを用いた推計式を採用することとする。

図表 3 2



・ 事務用通信時間及び平均保留秒数  
(事務用通信時間)

事務用通信時間の説明変数としては、価格要因は国内通信料金と全通信料金の相対価格、需要の基盤である事務用一般電話回線数、事務用ISDN64及びISDN1500を、競争要因としてマイラインシェアを、経済活動を代表するものとして鉱工業生産指数を、移動体は出先との連絡等はトラフィックを増加させる要因であるが、会社からの通信の置換えはトラフィックを減少させる要因であることから、移動体の契約台数により、推計式を策定した。事務用通信時間は、NTT再編により、不連続が見られるため、ダミー変数を用意し、当該影響を吸収させた。全実績データ(平成6年度第1四半期～平成14年第2四半期)を用いた推計結果では、

$\log(\text{事務用通信時間})$

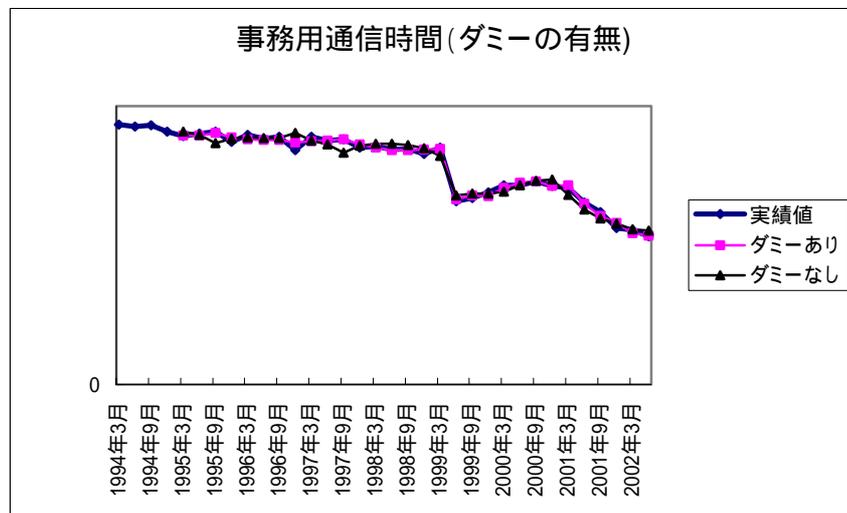
$$-19875.4_{(1.17950)} \times (\text{NTTシェア分のADSL契約数比})$$

$$\begin{aligned}
& \times (1 - \exp(-0.0000813373 \times (\text{ADSL 契約者数累計}) \\
& \quad - 0.018932_{(-2.62323)} \\
& \quad \times (\text{NTT シェア分のダイヤルアップ契約者数})) \\
= & 1.51570_{(9.07727)} \\
& \times \log(\text{回線数 (一般、事務用 ISDN64、ISDN1500)}) \times \text{マインシア} \\
& + 0.178656_{(0.755693)} \times \log(\text{鉱工業生産指数}) \\
& - 4.74912_{(-6.08265)} \times \log(\text{国内通信料金指数/全通信料金指数}) \\
& + 0.016878_{(0.565126)} \times \log(\text{移動体契約数}) \\
& + 0.199856_{(4.85864)} \times (\text{NTT コミュニケーションズ変数})
\end{aligned}$$

となった。過去のトレンドのフォロー状況は図表33のとおりであり、おおまかなトレンドは追っているが、ADSL評価部分及びダイヤルアップ契約者数の符号及び移動体契約台数の符号が逆転しているため、当該推計式は予測には用いることはできない。

これを改善するため、年度ダミーを用いて再推計を行うと、ADSLの評価係数は  $12331.6_{(0.942963)}$ 、ダイヤルアップ契約者数の係数も  $-0.0024165 \times 2000 \text{ 年度ダミー} - 0.0045654_{(-0.406687)} \times 2001 \text{ 年度ダミー} - 0.015382_{(-1.49533)}$  と統計上の有意性には問題があるが、符号条件は仮説に合致する結果が得られた。また、移動体契約数の符号も、 $0.028409_{(4.84334)} \times 2001 \text{ 年度ダミー} - 0.169_{(-4.12079)}$  とマイナスとなり、移動体契約数が多くなると、事務用通信の一部が移動体通信に置き換えられる結果となった。過去のトレンドのフォロー状況は同図のとおりであり、ダミーを入れることにより、よりフィットする結果となった。以上から、今回の予測においては、年度ダミーを用いた推計式を採用することとする。

図表33



(平均通信時間)

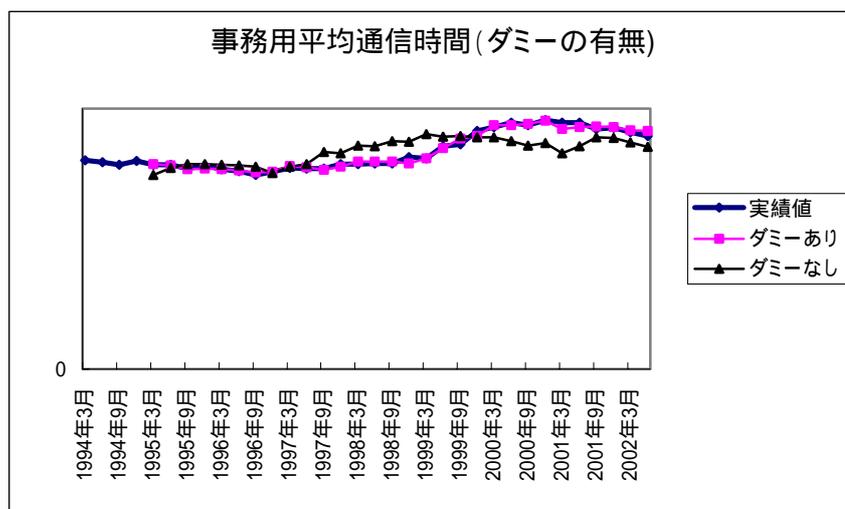
事務用平均通話時間の説明変数としては、価格要因として実質国内通信料金指数、経済要因として鉱工業生産指数を用いて推計式を策定した。全実績データ（平成6年度第1四半期～平成14年第2四半期）を用いた推計結果では、

$$\begin{aligned} \log(\text{事務用平均時間}) &= 9.77988_{(6.69292)} \\ &+ 3.73443_{(4.30199)} \times \log(\text{国内通信料金指数}/\text{全通信料金指数}) \\ &- 1.12256_{(-3.51573)} \times \log(\text{鉱工業生産指数}) \end{aligned}$$

となった。修正決定係数は 0.414135 で、図表 3 4 のとおり、トレンドの特徴からかなり外れた予測式となっている。なお、DW 比は 0.260878 であることから自己相関が認められる。

過去のトレンドをよりよくフォローするために、年度ダミーを用いて改善を行ったが、これによれば、価格要因はマイナス（-1.65904<sub>(-2.37644)</sub>）となったが、鉱工業生産指数の係数は依然マイナスのまま（0.042044<sub>(10.7504)</sub> × 2001 年度ダミー -0.087060<sub>(-0.517392)</sub>）の結果となった。修正決定係数は 0.968525 に、DW 比も 2.11772 にまで改善し、同図のとおり、過去のトレンドをダミーにより調整を図ることにより、上手くフォローする推計式になった。以上から、今回の予測においては、年度ダミーを用いた推計式を採用することとする。

図表 3 4



- ・ 公衆電話通信時間及び通信回数  
(通信時間)

公衆電話通信時間の説明変数としては、価格要因として国内通信料金と携帯通信料金の相対価格及び需要の基盤となる公衆電話端末数と携帯電話契約数との比率で推計式を策定した。なお、残差に自己相関が見られたため、コクラン・オーカット法を用いた。全実績データ（平成6年度第1四半期～平成14年度第2四半期）を用いた推計結果は、

$$\begin{aligned} \log(\text{公衆電話通信時間}) &= 13.4329_{(16.1825)} \\ &- 0.303344_{(-0.562107)} \times \log(\text{国内通信料金指数}/\text{携帯通信料金指数}) \\ &+ 0.858589_{(3.86938)} \times (\text{公衆電話台数}/\text{移動体契約数}) \\ &+ 0.970934_{(32.5321)} \times (\log(\text{公衆電話通信時間}(-1))) \\ &- 13.4329_{(16.1825)} \\ &+ 0.303344_{(-0.562107)} \\ &\quad \times \log(\text{国内通信料金指数}(-1)/\text{携帯通信料金指数}(-1)) \\ &- 0.858589_{(3.86938)} \times (\text{公衆電話台数}(-1)/\text{移動体契約数}(-1)) \end{aligned}$$

となった。DW比は1.05926であり、コクラン・オーカット法を用いたが、なお、自己相関が認められる点が問題であるが、修正決定係数は0.990057であり、図表35のとおり、過去のトレンドをよくフォローしていることから、今回の予測においては、当該推計式を採用することとする。

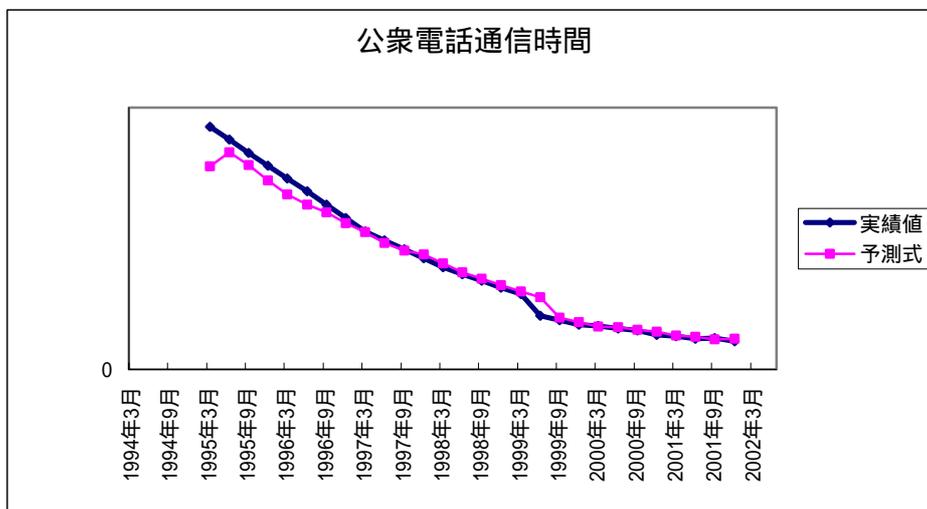
公衆電話の場合、平均通話時間は時系列的に大きな変動がないため、その平均値から、通信回数を算定することも良いのではないかと判断したが、各要因により、通信回数がどのような影響を受けるかを分析するために、通信回数の推計式も策定した。なお、残差に自己相関が見られたため、コクラン・オーカット法を用いた。全推計データ（平成6年度第1四半期～平成14年第2四半期）を用いた推計結果は、

$$\begin{aligned} \text{通信回数} &= 521.682_{(1.10194)} \times (\text{国内通信料金指数}/\text{携帯通信料金指数}) \\ &+ 24687.3 \times (\text{公衆電話台数}/\text{移動体契約数}) \\ &+ 0.991033_{(84.5914)} \times (\text{通信回数}(-1)) \\ &- 521.682_{(1.10194)} \\ &\quad \times (\text{国内通信料金指数}(-1)/\text{携帯通信料金指数}(-1)) \\ &- 24687.3 \times (\text{公衆電話台数}(-1)/\text{移動体契約数}(-1)) \end{aligned}$$

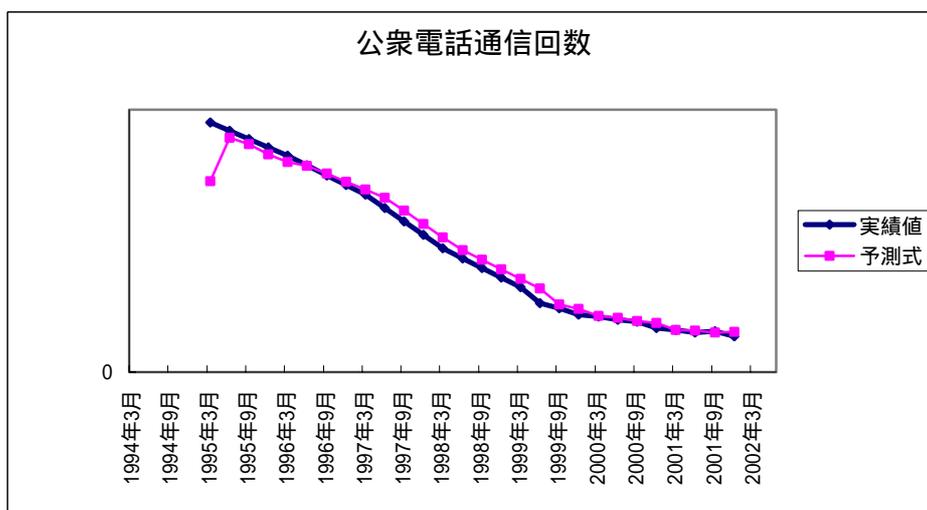
となった。DW比は0.648428であり、コクラン・オーカット法を用いたが、なお、自己相関が認められる点が問題であるが、修正決定係数は0.969539で図表36のとおり、過去のトレンドをよくフ

フォローしていることから、今回の予測においては、当該推計式を採用することとする。

図表 3 5



図表 3 6



【NCCの接続トラヒック】

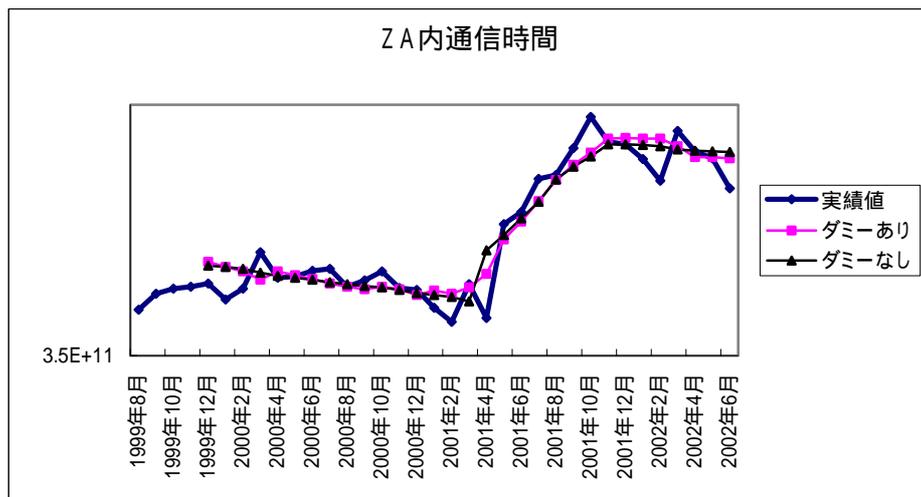
- ・ Z A内通信時間及び平均保留秒数  
(通信時間)

Z A内通信時間の説明変数は、価格要因として実質国内通信料金指数、マイライン制度によるNCC保有の回線数、直収回線及び移動体通信台数により推計式を策定した。全実績データ(平成11年7月～平成14年6月)を用いた推計結果は、

$$\begin{aligned} \log(\text{Z A 内通信時間}) &= 2.49260_{(0.309236)} \\ &- 2.81820_{(-1.01763)} \times \log(\text{国内通信料金指数 / 全通信料金指数}) \\ &+ 0.000357731_{(5.65521)} \times \log(\text{N C C マイライン回線数}) \\ &+ 1.69459_{(3.19611)} \times \log(\text{移動体契約者数}) \\ &+ 0.402502_{(-3.42351)} \times \log(\text{ダイヤルアップ契約者数}) \end{aligned}$$

となった。DW比は 0.703106 であるため、自己相関が否定できないが、修正決定係数は 0.814605 であり、過去のトレンドのフォローを図表 37 で見ると、大きな動きはフォローできている。価格要因の統計的有意性に問題が残るため、年度ダミー変数を用いて、再推計をしたが、ダイヤルアップ契約者数の符号が反転(  $-0.54481_{(-0.353003)}$  ) してしまうため、当該推計式は用いることができない。以上から、今回の予測においては、ダミー変数なしの推計式を用いるものとする。

図表 3 7



(平均通信時間)

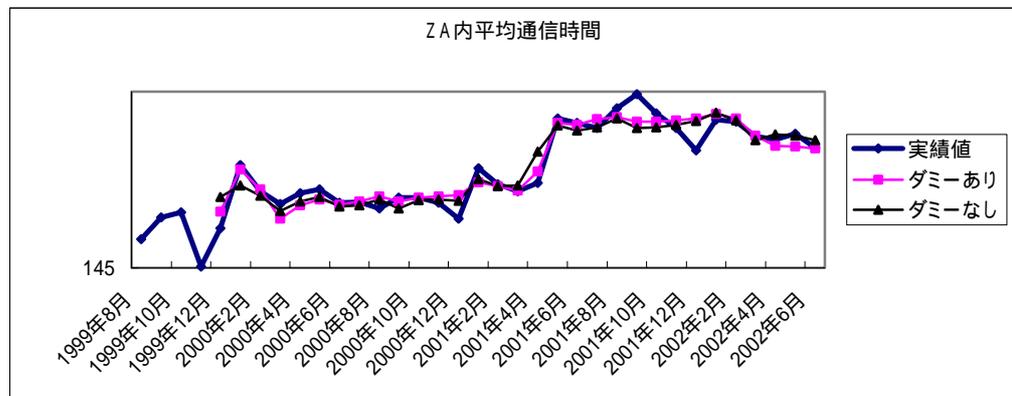
Z A 内の平均通信時間は、価格要因として実質国内通信料金指数を、ダイヤルアップのインターネット接続による平均通信時間の増加を想定し、ダイヤルアップ契約者数を、経済活動の代表として鉱工業生産指数を用いて推計した。全実績データ(平成 11 年 7 月～平成 14 年 6 月)を用いた推計結果は、

$$\begin{aligned} \log(\text{Z A 内平均通信時間}) &= 5.68677_{(17.2722)} \\ &- 1.91328_{(-5.32386)} \times \log(\text{国内通信料金指数 / 全通信料金指数}) \\ &+ 0.00726406_{(0.464465)} \times \log(\text{ダイヤルアップ契約者数}) \\ &- 0.132724_{(-2.33168)} \times \log(\text{鉱工業生産指数}) \end{aligned}$$

となった。DW比は 1.69366 であることから自己相関が否定できないが、修正決定係数は 0.851677 と過去のトレンドのフォロー状況は図表 3 8 のとおりであり、おおまかなトレンドはフォローしている。但し、最近の急激な増加・減少はフォローできない点に問題がある。

これを改善するために、年度ダミー変数を用いた再推計を試みたが、各係数に著しい改善が見られなかった。修正決定係数は、0.877578 と僅かに改善はするが、DW比は 1.56401 と悪化してしまう。以上から、今回の予測においては、ダミー変数なしの推計式を用いるものとする。

図表 3 8



・ Z A 間通信時間及び通信回数

Z A 間通信時間の説明変数は、価格要因としては、国内通信料金と全通信料金の比率、経済活動を代表する指標として鉱工業生産指数及び通信回数により推計式を策定した。全実績データ（平成 1 1 年 7 月～平成 1 4 年 6 月）を用いた推計結果は、

$$\begin{aligned} \log(\text{Z A 間通信時間}) = & 9.84497_{(6.64407)} \\ & - 0.166497_{(-0.694422)} \times \log(\text{国内通信料金指数 / 全通信料金指数}) \\ & - 0.086504_{(-1.80034)} \times \log(\text{鉱工業生産指数}) \\ & + 0.936406_{(15.3365)} \times \log(\text{Z A 間通信回数}) \\ & - 0.163353_{(-5.45969)} \times \log(\text{移動体契約数}) \end{aligned}$$

となった。DW比は 1.96727 であり、自己相関は認められない。また、修正決定係数も 0.954811 となっており、過去のトレンドのフォロー状況をみると、申し分ないフォロー状況にある。但し、価格要因は統計的に有意性が認められず、また、鉱工業生産指数も仮説で立

てた符号条件と逆転している状況にある。

これを改善するため、年度ダミーを用いて、再推計を行った。さらなる改善を図ったが、修正決定係数は0.962566にやや改善したものの、DW比が2.51430と自己相関が認められる結果となった。以上から、今回の推計においては、年度ダミーを用いない推計式を採用することとする。

Z A間通信時間は、月毎に変動が大きいため、平均通信時間も大きく変動している。このため、平均通信時間を推計し、通信回数を算定する方法を用いた場合には、ブレが大きくなるものと判断し、Z A間接続トラヒックについては、通信時間と通信回数の双方を連立方程式にして、推計を行うこととした。

通信時間の価格要因を見ると、国内通信料金の相対価格が低下した場合には、通信時間が増大する方向に作用している。しかし、鉱工業生産指数については、活性化した場合には反対に通信時間が減少する方向に動いている。

通信回数の説明変数は、価格要因及び経済要因としては通信時間と同じものを用いている。さらに、通信時間も説明変数としている。全実績データ（平成11年7月～平成14年6月）を用いた推計結果は、

$$\begin{aligned} \log(\text{Z A間通信回数}) = & -6.63421_{(-3.34097)} \\ & -0.019029_{(-0.078463)} \times \log(\text{国内通信料金指数} / \text{全通信料金指数}) \\ & +0.146053_{(3.36719)} \times \log(\text{鉱工業生産指数}) \\ & +0.943555_{(15.3365)} \times \log(\text{Z A間通信回数}) \\ & +0.130633_{(3.74171)} \times \log(\text{移動体契約数}) \end{aligned}$$

となった。価格要因が統計上の有意性に問題があるが、DW比は2.10281と自己相関は認められず、修正決定係数は0.948525となっており、過去のトレンドのフォロー状況は図表39のとおり、かなり正確にフォローがでている。他方、年度ダミーを用いて再推計を行ったが、価格要因がプラスに逆転( $1.04534_{(1.10612)} \times 2001$ 年度ダミー  $+0.492105_{(0.737296)}$ )したほか、DW比は2.53219と悪化してしまう結果となった。以上から、今回の予測においては、年度ダミーを用いない推計式を採用するものとする。

なお、Z A内の推計式は、連立方程式となっているため、これを解いた結果は、

$$\begin{aligned} \log(\text{Z A間通信時間}) = & 31.198 \\ & -1.5829 \times \log(\text{国内通信料金指数} / \text{全通信料金指数}) \end{aligned}$$

$$+ 0.4316 \times \log(\text{鉱工業生産指数})$$

$$- 0.3523 \times \log(\text{移動体通信契約台数})$$

$$\log(\text{Z A間通信回数}) = 22.803$$

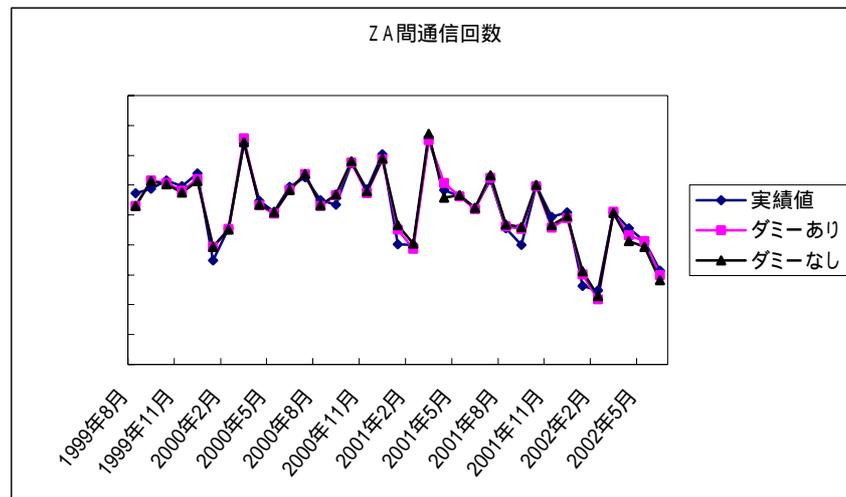
$$- 1.5126 \times \log(\text{国内通信料金指数} / \text{全通信料金指数})$$

$$+ 0.5533 \times \log(\text{鉱工業生産指数})$$

$$- 0.2018 \times \log(\text{移動体契約数})$$

となっており、価格要因はマイナスに、経済要因はプラスに、移動体通信契約台数はマイナスとなり、仮説で想定した符号条件を満たした推計式となっている。

図表 3 9



- 携帯通信時間及び通信回数

携帯通信時間の説明変数は、価格要因として実質携帯通信料金指数を、経済活動を代表する指標として鉱工業生産指数及び通信回数により推計式を策定した。全実績データ（平成11年7月～平成14年6月）を用いた推計結果は、

$$\log(\text{携帯通信時間}) = 9.66557_{(11.2951)}$$

$$+ 0.270097_{(1.50120)} \times \log(\text{携帯通信料金指数} / \text{全通信料金指数})$$

$$- 0.013858_{(-0.248026)} \times \log(\text{鉱工業生産指数})$$

$$- 0.217913 \times \log(\text{移動体契約台数})$$

$$+ 0.957618_{(15.2858)} \times \log(\text{携帯通信回数})$$

となった。DW比は 1.51567 と自己相関が疑われるが、修正決定係数は 0.951381 と過去のトレンドのフォロー状況をみると、図 4 0 のとおり、かなり正確にフォローしている。年度ダミーを用いて、改善を試みたが、DW比は 1.53598 と僅かに改善したものの、修正決定係数は、0.950759 と僅かに悪化してしまう。以上から、今回の予測では、年度ダミーを用いない推計式を採用することとする。

携帯通信時間及び通信回数も Z A 間通信と同様、月毎に変動が大きいため、平均通信時間も大きく変動している。このため、平均通信時間を推計し、通信回数を算定する方法を用いた場合には、ブレが大きくなるものと判断し、携帯通信については、通信時間と通信回数の双方を連立方程式にして、推計を行うこととした。

通信回数の説明変数としては、価格要因は通信時間と同じく実質携帯通信料金指数を、鉱工業生産指数及び移動体契約数により推計式を策定した。全実績データ（平成 1 1 年 7 月～平成 1 4 年 6 月）を用いた推計結果は、

$$\begin{aligned} \log(\text{携帯通信回数}) &= 7.09113_{(3.09713)} \\ &+ 1.00074_{(1.89557)} \times \log(\text{携帯料金指数} / \text{全通信料金指数}) \\ &+ 0.613313_{(4.82961)} \times \log(\text{鉱工業生産指数}) \\ &+ 0.663597_{(6.12142)} \times \log(\text{移動体契約数}) \end{aligned}$$

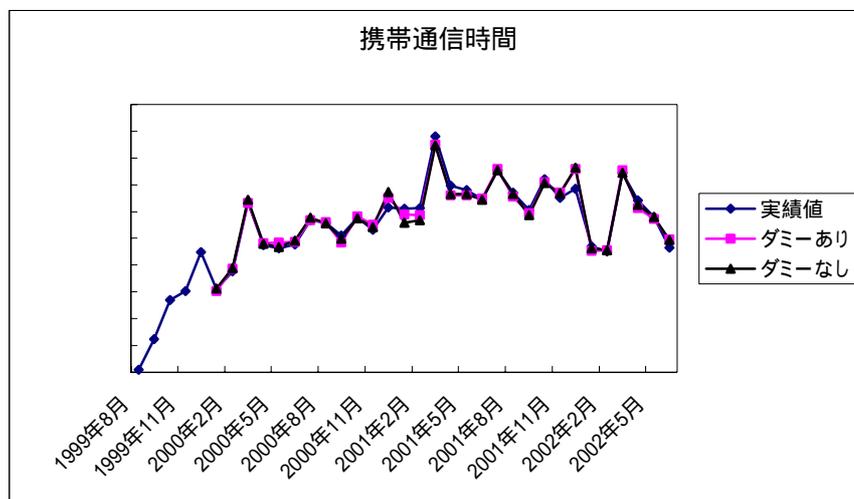
となった。DW比は 1.88976 と自己相関は見られないものの、修正決定係数は 0.667537 と過去のトレンドのフォロー状況を図 4 1 でみると、おおよそのトレンドはフォローしているものの、急激な増加・減少はフォローできていない状況にある。これを改善するために、年度ダミーを用いた再推計を行ったが、DW比 1.90333 と僅かに改善したものの、修正決定係数は 0.640486 と悪化してしまった。以上から、今回の予測では、年度ダミーを用いない推計式を採用することとする。

なお、携帯通信時間と通信回数は連立方程式になっている。通信時間について解くと、

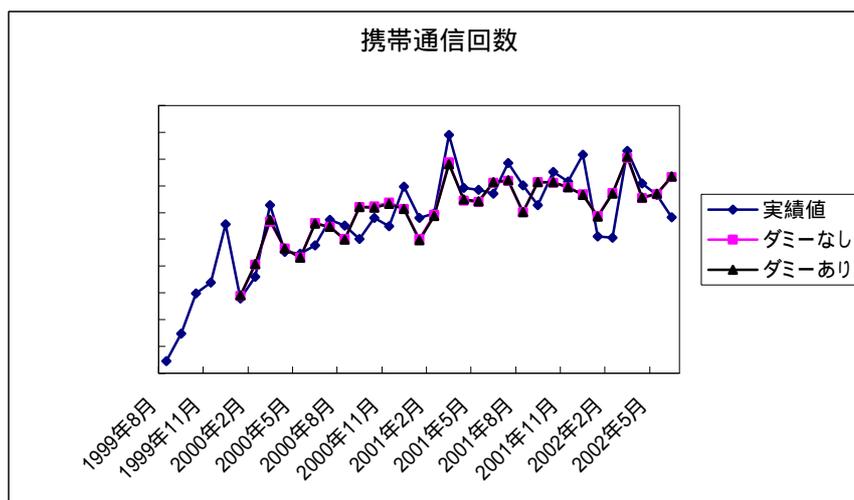
$$\begin{aligned} \log(\text{携帯通信時間}) &= 16.4562 \\ &+ 1.2284 \times \log(\text{携帯料金指数} / \text{全通信料金指数}) \\ &+ 0.5735 \times \log(\text{鉱工業生産指数}) \\ &+ 0.4176 \times \log(\text{移動体契約数}) \end{aligned}$$

となり、単独の式の場合に、符号が逆転していた鉱工業生産指数と移動体契約数の符号がプラスとなった。

図表 4 0



図表 4 1



・ 国際通信時間及び平均保留秒数

国際通信時間の説明変数は、国際通信料金と全通信料金との比率、鉱工業生産指数とトレンド変数を用いて推計式を策定した。国際通信は、ワールドカップや同時多発テロの影響が見られるものの、総じて右肩上がりとなっていることから、トレンド変数を用いた。なお、残差に自己相関が見られたため、コクラン・オーカット法を用いた。全実績データ（平成11年7月～平成14年6月）を用いた推計結果は、

$$\log(\text{国際通信時間}) = 21.9860_{(41.3642)} - 0.218934_{(-0.638150)}$$

$$\begin{aligned}
& \times \log(\text{国際通信料金指数}) \\
& \quad / \text{全通信料金指数}) \\
& + 0.148606_{(1.30072)} \times \log(\text{鉱工業生産指数}) \\
& + 0.015824_{(5.19390)} \times (\text{トレンド変数}) \\
+ 0.729393_{(5.14438)} \times (\log(\text{国際通信時間}(-1))) \\
& - 21.9860_{(41.3642)} \\
& + 0.218934_{(-0.638150)} \\
& \quad \times \log(\text{国際通信料金指数}(-1)) \\
& \quad \quad / \text{全通信料金指数}(-1)) \\
& - 0.148606_{(1.30072)} \\
& \quad \times \log(\text{鉱工業生産指数}(-1)) \\
& - 0.015824_{(5.19390)} \times (\text{トレンド変数}(-1)))
\end{aligned}$$

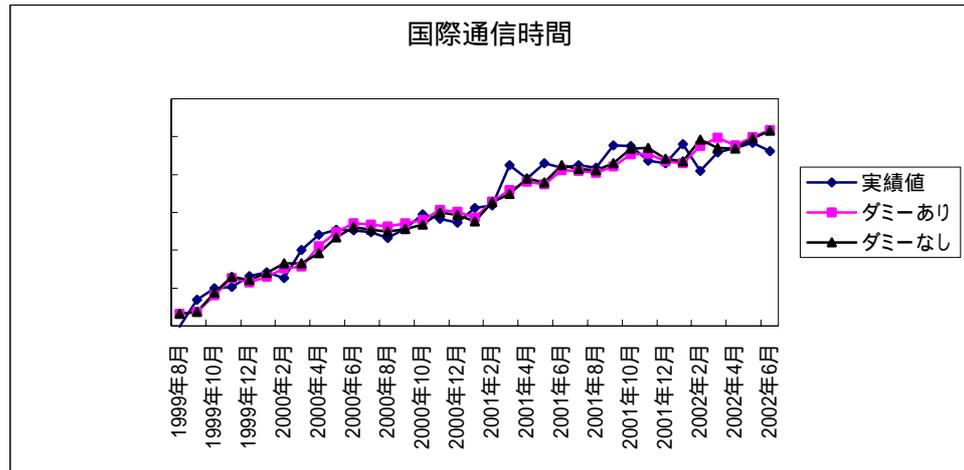
となった。DW比は1.86208であり、自己相関の問題はない。また、修正決定係数は0.946604となっており、過去のトレンドのフォロー状況は、図表4-2のとおり、細かな変動は追い切れていないものの、トレンドはフォローしている。改善を図るために年度ダミー変数を用いた再推計を試みたが、修正決定係数は0.947362と僅かに改善したものの、DW比は1.66493と悪化してしまう。以上から、今回の予測では、年度ダミーを用いない推計式を採用することとする。

平均通信時間の説明変数は、通信時間と同じものを用いて推計式を策定した。なお、残差に自己相関が見られたため、コクラン・オーカット法を用いた。全実績データ（平成11年7月～平成14年6月）を用いた推計結果は、

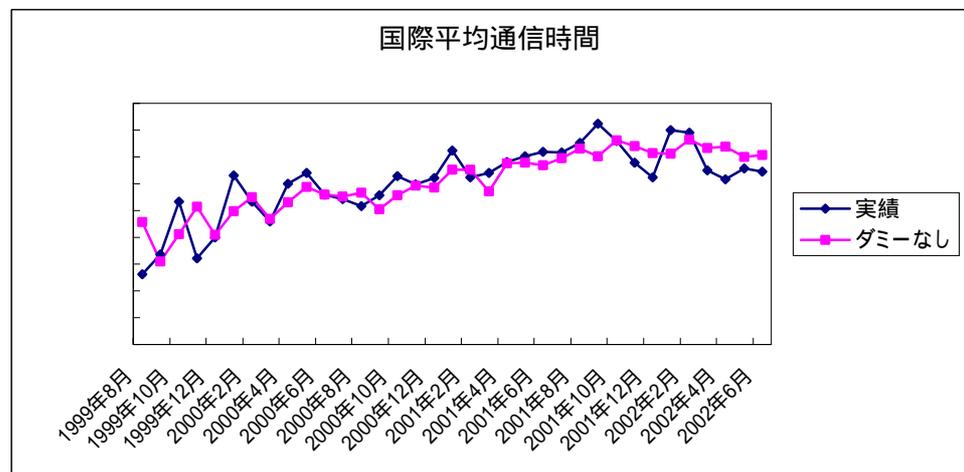
$$\begin{aligned}
\log(\text{国際平均通信時間}) &= 290.085_{(4.35044)} \\
& - 33.9022_{(-0.504602)} \\
& \quad \times \log(\text{国内通信料金指数} / \text{全通信料金指数}) \\
& - 0.438071_{(-2.01206)} \times \log(\text{鉱工業生産指数}) \\
& + 0.785580_{(2.51866)} \times (\text{トレンド変数}) \\
+ 0.494036_{(2.84241)} \times (\log(\text{国際平均通信時間}(-1))) \\
& + 290.085_{(4.35044)} \\
& + 33.9022_{(-0.504602)} \\
& \quad \times \log(\text{国内通信料金指数}(-1)) \\
& \quad \quad / \text{全通信料金指数}(-1)) \\
& + 0.438071_{(-2.01206)} \\
& \quad \times \log(\text{鉱工業生産指数}(-1)) \\
& - 0.785580_{(2.51866)} \times (\text{トレンド変数}(-1)))
\end{aligned}$$

となった。これを見ると、DW比は 1.82235 と自己相関の問題はないと判断される。修正決定係数は 0.718907 とやや低いが、過去のトレンドのフォロー状況を図表 4 3 みた場合、最近の伸びの鈍化状況がうまくフォローできていないが、全体のトレンドはフォローしている状況にある。

図表 4 2



図表 4 3



## (2) 推計式の留意点

### ア 年度ダミー変数の評価

構造変化を起こす市場においては、単一の推計式で、過去を含めて表現することには限界がある。NTT東西のトラヒックの推計式は、平成6年度からのデータが入手できたために、一般的な推計式（係数を固定）によった場合、直近の構造変化の影響を十分に拾い出せずに、過去のデータの影響を残留させる推計式になることから、特に、ここ1～2年間のトレンドから外れてしまうことが多かった。このため、これを修正する意味合いから、説明変数の係数に年度ダミー変数を用い、過去のトレンドからの異常値という形で、最近の構造変化の影響を拾い出した。

しかし、当該推計方法は、以下のような問題がある。

- ・ 推計に用いるデータ数により推計結果が不安定になる恐れがあること
- ・ 直近の年度ダミー（2001年度ダミー）係数が、統計的に有意であった場合、モデル適用期間にこの有意性が継続するか否かは不明であること（シナリオに類する仮定）

今後、新たなデータが入手できた場合には、当該データも加味した再推計により、推計式の評価を行う必要がある。また、直近のダミー変数の扱いの評価は、実績値と予測値との間の乖離を分析することを通じて行う必要がある。特に、NTT東西の事務用通信時間及び住宅用通信時間の価格弾性値は、それぞれ、7.49及び25.50となっている。これは、実質国内料金指数（図表53）が平成13年7月から14年9月にかけて、緩やかに上昇（101.92→102.98）しているにも関わらず、トラヒックは急激に減少していることを反映し、2001年度ダミーがこの異常値を算定している。この構造が今後も継続するか否かについては、今後のトラヒック動向を見た上で慎重に検討する必要がある。

### イ 区間推定の評価

標本特性を調べて、その特性から標本が抽出された母集団の特性値（母数）を推測する問題は、統計的推計の問題であるが、この推定方法には、2通りあり、1つは母数を1つの値で推計する方法、点推定と、もう一つは母数の存在範囲を一定の区間によって推定しようとする方法として区間推定がある。

区間推定は、信頼下限と信頼上限の信頼度を設定して、算定するものである。この区間推定には、信頼度を何%に設定するかの問題はあるものの、大きな信頼区間がある場合には、精度の高い予測式ではないものと判断される。信頼区間の幅を縮小させるためには、推計に用いられるデータの数を増加させることや、変動の小さな説明変数を用いる等の

方法が考えられる。

区間推定法については、作業グループメンバーから、信頼区間の表示を報告書に希望する旨の要望があったことを受け、今回の予測データを暫定的なシナリオで算定する場合には、今後の審議の参考となるよう、信頼区間を表示することとし、具体的な信頼区間の算定を当該要望メンバーに依頼した。しかし、時間的制約等により、全トラヒック及び一部トラヒックについて、具体的な算定はできなかったものである。

本研究会では、最終目的はLRICモデルに入力するデータとして予測トラヒックを策定することにあるため、区間推定を採用した場合においても、最終的には一意に予測トラヒックを収束させる必要がある。この場合、最も公平な絞込み手段は期待値の概念により、絞り込む方法であろう。期待値の概念に従い、区間推定を行った推計結果を評価した場合には、点推定と同じ結果となることから、本研究会では点推定を用いて推計を行うものとする。

#### 4 シナリオの策定及び予測試算

##### (1) 総論

過去のデータで推計された構造モデルを用いて将来を予測するためには、外生変数に一定の値を外挿する必要がある。今回推定した構造モデルでは、外生変数として、所得・経済要因（GDP、鉱工業生産指数）、価格要因（SPIの相対価格）、競争要因（マイラインシェア）及びその他の要因（ADSLやダイヤルアップ契約者数、GC・ZC比率等）がある。これらの要因は、適切に判断されるトラヒックの構造モデルを策定する上では、考慮されなければならない要素であろう。

所得・経済要因については、足元の経済状況及び今後の経済運営を慎重に検討する必要がある。足元の経済状況は、景気動向指数（8月）は、一致指数が80.0%と7ヶ月連続で50%を上回っているが、先行指数は40.0%と8か月ぶりに50%を下回っている状況にあり、先行きに不透明感がある。また、生産活動を見ると、鉱工業生産指数（季節調整値）は、8月に前月比1.4%の回復をしているものの、先行指数である機械受注（船舶・電力を除く民需、季節調整値）は同月に前月比で-13.6%となっていることから、同様に、生産面での回復は予断を許さない状況となっている。更に、消費活動を見ると、実質家計消費支出（全世帯）の8月は前年同月比で+0.1%となっているものの、小売業販売額（同月）は前年同月比で-2.1%、可処分所得（勤労者世帯：同月）は前年同月比で-0.7%、更に、完全失業率は9月で5.5%と依然高水準で推移している。以上の状況を踏まえ、月例経済報告（10月）の景気判断においては「景気は、引き続き一部に緩やかな持ち直しの動きが見られるものの、環境は厳しさを増し

ている」との表現が3か月連続で据え置かれている状況にある。このような状況下、今後の経済運営如何によっては、我が国経済はどのような方向に向かっていくかは、極めて不透明感が拭えない状況にある。

次に、価格要因については、構造モデル内では、日銀発表のS P Iを元に、推計の対象としている価格指数とその他関係のある価格との相対価格を説明変数としている。価格要因は、トラヒック予測のための推計式を策定する場合には不可欠な要因の一つではあるが、後述する感応度分析でも明らかのように、本研究会で構築した構造モデルは、価格変動による感応度が大きい。このため、価格要因のシナリオは将来予測をする上で、極めて重要な要素の一つになる。

今後、価格シナリオを描く場合、各電気通信事業者の経営戦略をも考慮したものであることが必要である。料金戦略は、経営戦略の一部からである。これは、新規参入者の出現や、将来のV o I Pの本格的普及といった、従来の競争事業者以外の事業者による新サービス開発・提供、また、純粋な定額料金制度といった、従来の料金体系とは全く異なった料金体系の出現といった、予測を行うためには、多角的な検討を経て決定されるものであろう。また、NTT東日本及びNTT西日本の特殊事業としては、プライスカップ規制の対象となっていることから、現在、別の研究会で検討がなされている結論により、料金戦略に大きな影響を及ぼすものである。このように、価格シナリオを策定することは極めて困難な問題を内包しているものである。

続いて、競争要因としては、構造モデルでは、マイラインシェアを説明変数として用いている。平成13年度に導入されたマイライン制度は、登録無料期間を平成13年10月に終了した後は、比較的安定的に推移しているが、これが将来においても継続するかを即断することはできない。新たなサービスの出現等により、シェアの変動が惹起することも想定されうる。当該要因については、価格要因とあいまって、検討されるべき要因であろう。

最後に、その他の要因として、A D S L等、他のメディアの普及速度をどのように仮定するかと、L R I Cモデルへの入力という特殊な問題としてかなり技術的なものとなるが、G C接続及びZ C接続のトラヒック量の推移が挙げられる。A D S Lは、毎年新たな伝送方式が開発されることにより、伝送距離の制限も長距離化している状況にある。長距離化が図られれば当初想定していた対象利用者の数も拡大することから、利用機会が拡大することとなる。このように、将来の技術革新が予測に影響を及ぼす可能性があるため、今後の技術革新の動向も加味したシナリオ作りが望まれる。また、A D S LやF T T Hの価格動向も予測データに影響を与えることから、予測はより一層慎重を期す必要があろう。

また、G C・Z C接続比率の推計は、L R I Cモデル入力という特殊な

要因により必要とされるものである。これについては、NTT東日本及びNTT西日本の工事の進捗状況のほか、各電気通信事業者の投資戦略（設備を集約化するか、分散化するか等）にも関係するものであることから、一般的な推計式では表現ができない点も多い。本研究会の構造モデルにおいては、過去のGC/ZC接続料比率等を用いて、推計式を策定しているが、この構造が将来において継続するか否かは、現段階では断定することができない。この適用については、更に所要の検討を行うことが必要となる。

## (2) 暫定的なシナリオに基づく試算

本研究会では、作業グループメンバーの協力も得て、実際のトラフィックデータを用いて、トラフィック予測のための構造モデルを構築した。本研究会の使命は、構造モデルの策定までであるが、以下、構造モデルに、暫定的なシナリオを外挿した結果を参考として算定した。シナリオは、各事業者の経営戦略や今後の市場環境をも含めた総合的な検討の下、策定されるものである。本研究会では、このようなシナリオの策定は、検討範囲を超えることから、試算に当たっては、極力、客観的データや民間研究機関等が示したデータを用いて行うこととする。なお、価格要因及び競争要因については、このようなデータがないため、参考で示す感応度分析で用いたデータを準用するものである。

算定に当たって策定したシナリオは、以下の表のとおりである。なお、今回の算定に当たっては、VoIPが出現した場合のPSTNトラフィックの影響は補正していない。

	シナリオ1	シナリオ2	シナリオ3
経済要因 (実質GDP成長率)	各民間研究機関等の最も強気なもの 15年度1.2% (いちよし経済研究所) 16年度1.5% (政府見通し・国民金融情報センター)	各民間研究機関 + 政府の予測の平均値 15年度0.9%、16年度1.2%	各民間機関等の最も弱気のもの 15年度0.9% (あおぞら銀行) 16年度0.9% (住友生命総研、OECD)
価格要因 (国内価格指数)	実質国内電話価格指数の伸び率に 1% (名目国内電話価格指数5%に相当)	実質国内電話価格指数の伸び率(7年間平均+0.34%)を維持(名目国内電話価格指数4%に相当(注1))	実質国内電話価格指数の伸び率に +1% (名目国内電話価格指数約3%に相当)
競争要因 (マライ)	NTT東西のシェアが+5%	シェア変動なし	NTT東西のシェアが5%
その他要因 (ADSL)	野村総合研究所発表 (ゴンベルツ曲線：ピーク559.7万)	シナリオ1に同じ	総務省発表ピーク749万 (平成13年10月公表)
その他要因 (携帯電話普及)	直近までの実績値を基に推計 (ロジスティック関数：ピーク7,575万)	シナリオ1に同じ	MCPC予測 (ピーク8,010万)

(注) 1 95年からの7年間で全通信料金指数は、年平均3.8%となるため、実質国内価格指数の伸びを+0.34%に維持した場合でも、名目国内料金価格指数は、一定の下落率を維持する必要がある。

( 算定結果 : 図表 4 4 及び図表 4 5 )

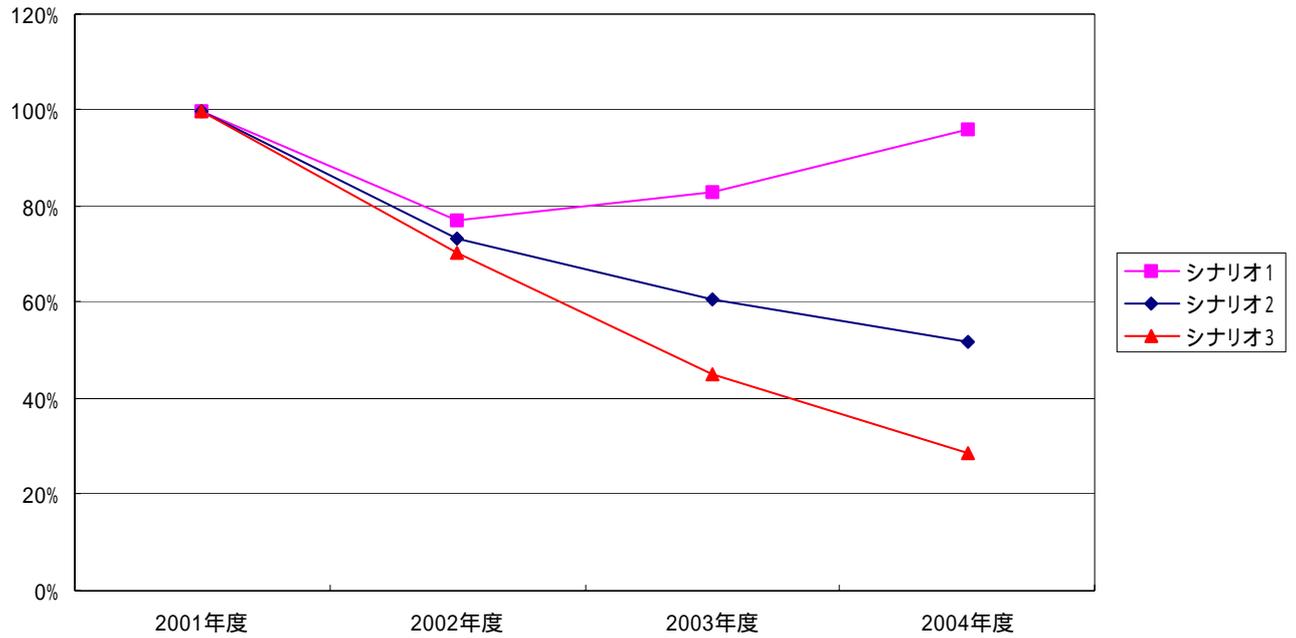
シナリオ 1 : N T T 東西及び接続呼は回復。対前年度の成長率で見た場合、N T T 東西のトラヒックは平成 1 4 年度 23.1%の後、1 5 年度 7.8%、1 6 年度 15.6%の成長率で回復する。他方、N C C 接続呼も同様に平成 1 4 年度 2.5%の後、1 5 年度 5.7%、1 6 年度 7.0%の成長率で回復する。平成 1 3 年度トラヒックを 100 とした場合、N T T 東西のトラヒックは、平成 1 4 年度 76.9、1 5 年度 82.9、1 6 年度 95.8 と 1 6 年度には、ほぼ 1 3 年度トラヒックにまで回復する。同様に、N C C 接続呼は、平成 1 4 年度 97.5 と一時的に落ち込むが、1 5 年度 103.1、1 6 年度 110.2 と順調に増加する。

シナリオ 2 : N T T 東西のトラヒックは減少するが、N C C トラヒックは緩やかに増加する。対前年度の成長率で見た場合、N T T 東西のトラヒックは平成 1 4 年度 26.7%、1 5 年度 17.2%、1 6 年度 14.9%と減少率は低下するものの、2 桁の下落率で縮小する。他方、N C C 接続呼は、平成 1 4 年度 2.5%の後、1 5 年度 3.8%、1 6 年度 4.7%と緩やかに増加する。平成 1 3 年度トラヒックを 100 とした場合、N T T 東西のトラヒックは、平成 1 4 年度 73.3、1 5 年度 60.7、1 6 年度 51.6 と 1 6 年度には平成 1 3 年度の実績の半分程度まで縮小する。他方、N C C 接続呼は、平成 1 4 年度 97.5 と一時的に落ち込むが、1 5 年度 100.9、1 6 年度 105.7 と 1 3 年度の実績水準を上回る。

シナリオ 3 : N T T 当該のトラヒックの減少は加速するが、N C C トラヒックは微増に。対前年度の成長率で見た場合、N T T 東西のトラヒックは平成 1 4 年度 29.8、1 5 年度 35.68%、1 6 年度 36.5%と急速に縮小する。他方、N C C 接続呼は平成 1 4 年度 2.8%の後、1 5 年度 2.8%、1 6 年度 3.9%と微増傾向へ移行する。平成 1 3 年度トラヒックを 100 とした場合、N T T 東西のトラヒックは、平成 1 4 年度 70.2、1 5 年度 45.2、1 6 年度 28.7 と 1 6 年度には 1 3 年度実績水準の 3 割以下にまで縮小するが、N C C 接続呼は平成 1 4 年度 97.2、1 5 年度 102.8、1 6 年度 103.9 とほぼ 1 3 年度同水準で推移する。

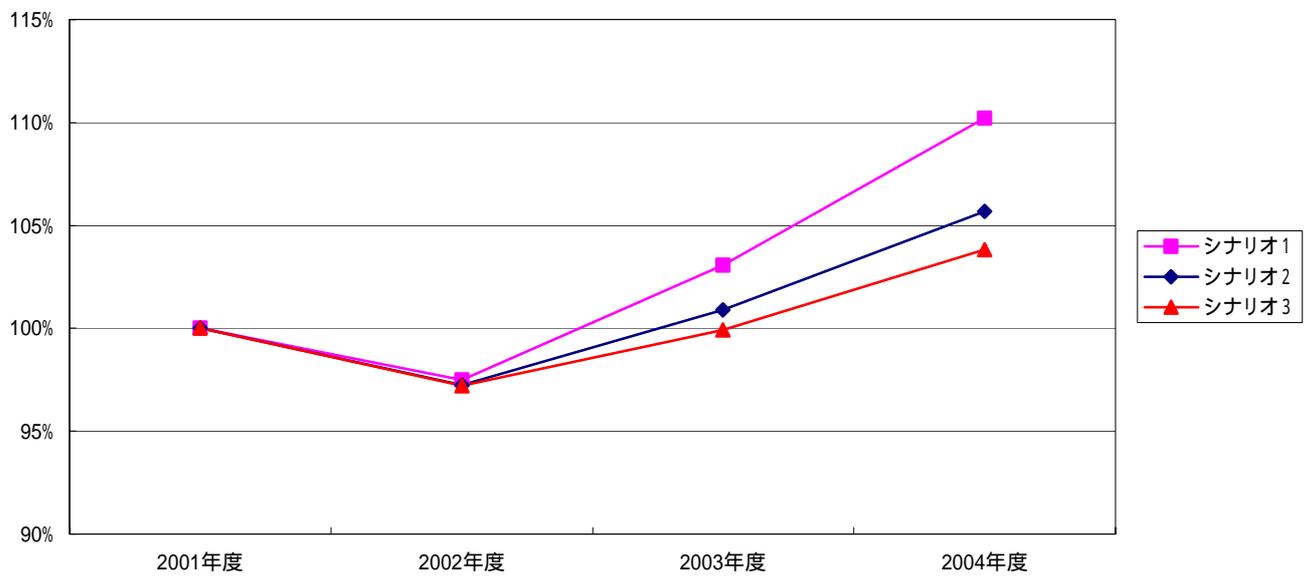
図表 4 4

NTT東西トラフィック



図表 4 5

接続呼トラフィック



5 予測の補正  
 (1) VoIPの評価

## ア 評価上の問題

従来の固定電話からV o I Pへの移行は、地域I P網へのトラヒックの移行を通じ、P S T Nトラヒックの減少を招くことが予想される。現在、N C Cの接続トラヒックについては、直収回線を介さないものは、1通話で2回（N T T東西端末回線 N T T東西網（G C階梯以上） N C C中継網 N T T東西網（G C階梯以上） N T T東西端末回線）、N T T東西網を利用するが、これが、V o I Pへの移行に伴って減少していく。特に、V o I P～V o I P間通信については、N T T東西網を一度も利用することがなくなる（N T T東西端末回線 地域I P網 N T T東西足回り網）。来年の夏以降に実現するP S T N発I P電話着の通信の場合も、1通話で1回しかP S T Nを経由しないこととなる。

V o I P提供事業者への番号付与については、12月上旬の番号割当を予定しているところであり、また、平成15年夏以降は、N T T東西のネットワーク改造の終了が予定されており、この段階になれば、一般の固定電話からP CのI P電話への発信が可能となるため、普及の速度は増していくものと想定される。どの距離区分から普及が進むかは、現段階では明確に判断することはできないが、V o I Pの料金体系は距離の概念がないことを一つの特徴としていることから、料金面において優位性があると想定される長距離を中心に利用が進んでいくものと想定される。以上から、導入当初は、国際通話及び県間通信を中心に、P S T Nトラヒックに影響を及ぼしていくものと予想される。

V o I Pは地域I P網を使用したものであることから、冒頭で記載したとおり、既存の固定電話に代わってV o I Pを利用した場合には、P S T Nトラヒックの減要因となる。しかし、通話料金は従来の固定電話と比較して低廉な水準に設定されるものと想定されることから、価格弾力性により、音声電話のトラヒック全体は増加するものと予想される。このように、V o I PはP C～P C間のみではなく、P C～固定電話間のトラヒックも新たに発生させ、結果としてP S T Nトラヒックを増加させるというプラスの要因もある。本研究会では、当該影響を試算する方法について検討を行った。以下、検討内容を整理することとするが、本研究会で構築した構造モデルによりトラヒック予測を行う場合には、V o I Pに関する補正を下記を参考に行う必要がある。

## イ 評価に当たっての推定

### （ア）評価方法の概要

V o I Pの出現に伴うP S T Nに与えるマイナス面及びプラス面の双方の影響を試算する。試算方法の概要は、作業グループメンバーからの提案（参考資料4）に基づいている。

(イ) V o I P サービス内容等に係る前提条件

A 料金：現在提供されている料金で最も低廉なものを仮定する  
(一定の価格水準を仮定)

B 移行順序：

本格的な導入は、来年夏以降、P S T Nへの着信が可能になった後とする(平成15年夏以前は、制約係数を用いて評価する)。

企業用はP B X改修が伴うため、平成16年度末までの間は、住宅用のみがV o I Pへの移行。

市内料金は3分8.5円となっているため、格差の大きい、国際・県間を中心に移行が開始。

(ウ) の算定方法

は、V o I P発信者がV o I P内で通話が完了する確率を示している。これを算定するには、まず初めにV o I Pの利用者数の推定を行う必要がある。

・ 利用者数の推定

作業グループにおいては、N T T東日本及びN T T西日本が実際にW e b上で行ったV o I Pへの利用動向調査を中心に、当該調査結果を補正することで利用者数の推定が可能か否かについての検討を行った。作業グループでの議論の一つとなったのは、この種の利用意向調査は一般的に、現実にサービスの提供条件が明確でないため、過大に評価される可能性があることである。本研究会では、過大評価という問題のほか、料金水準の設定如何によっても、調査結果が大きく変化することを危惧し、当該調査結果を用いずに、その代用として、過去のサービス普及状況のうち、端末の売り切り開始後の携帯電話の普及速度を参考として、V o I Pの利用者数を推定することとした(図表46)。なお、既に現在V o I Pを利用しているユーザも存在しているが、この部分については、試算に当たっては、今後の新規加入者とは峻別して考えなければならない。何故なら、はV o I P同士で呼が完了する割合であるが、現在、既にV o I Pを利用している者については、このに相当する影響は過去のトラヒックデータに既に織り込まれているからである。平成14年度10月末現在の利用者数は、主要6社のV o I P事業者に電話聴取した結果、93.64万人との結果を得た。これを元に上記の仮定に従った場合の利用者数の予測値を算定した結果、新規加入者の累計者数は、平成15年度末218.48万人(V o I P利用者数は312.12万人)、平成16年度末452.31万人(同545.95万人)となる。

作業グループで提案があったは、単純に、V o I P加入者数と住宅電話加入者数の比率であった(「新規」と呼ぶ)。しかし、前述のとおり、調査時点で既にV o I Pに加入している者のP S T Nトラヒックへの影響は既に現在のトラヒックデータには含まれているため、当該影響は、予測データを修正する対象とはならない。これらの利用者がP S T Nトラヒックに影響を与えるのは、今後、新規加入者が増加することにより、今までP S T Nを介して電話をかけていた者に対しても、V o I Pにより通話ができる効果の部分である。言い換えれば、新規加入者が増えることにより、固定電話からV o I Pをかけることができる機会が増加することから、これらを正確に評価する必要がある(便宜上「既存」と呼ぶ)。最終的には、新規と既存を加入者数で加重平均をすることにより、年度の平均を算定した結果は、以下のとおりである。

年 度	の算定値
平成14年度	1.81%
平成15年度	7.27%
平成16年度	13.49%

図表 4 6

時期	[単位:契約]		VoIP加入者数
	携帯電話	指数	
6年度末	4,331,369	100.00	
7年4月末	4,646,588	107.28	
7年5月末	4,922,130	113.64	
7年6月末	5,346,706	123.44	
7年7月末	5,820,242	134.37	
7年8月末	6,231,017	143.86	
7年9月末	6,669,905	153.99	
7年10月末	7,071,342	163.26	
7年11月末	7,474,590	172.57	
7年12月末	8,051,892	185.90	
8年1月末	8,670,146	200.17	
8年2月末	9,358,843	216.07	
8年3月末	10,204,023	235.58	
8年4月末	10,972,305	253.32	
8年5月末	11,746,930	271.21	
8年6月末	12,603,933	290.93	
8年7月末	13,620,334	314.46	
8年8月末	14,437,858	333.33	
8年9月末	15,306,191	353.38	
8年10月末	16,159,970	373.09	
8年11月末	16,912,507	390.47	
8年12月末	18,168,336	419.46	
9年1月末	18,935,945	437.18	
9年2月末	19,679,551	454.35	
9年3月末	20,876,820	481.99	
9年4月末	21,797,952	503.26	
9年5月末	22,554,302	520.72	
9年6月末	23,451,110	541.42	
9年7月末	24,456,816	564.64	
9年8月末	25,254,550	583.06	
9年9月末	26,084,975	602.23	
9年10月末	26,927,383	621.68	
9年11月末	27,660,452	638.61	

時期	[単位:万人]
VoIP加入者数	
14年10月末	93.64
14年11月末	100.45
14年12月末	106.41
15年1月末	115.58
15年2月末	125.82
15年3月末	134.70
15年4月末	144.19
15年5月末	152.87
15年6月末	161.58
15年7月末	174.06
15年8月末	187.43
15年9月末	202.32
15年10月末	220.59
15年11月末	237.20
15年12月末	253.94
16年1月末	272.47
16年2月末	294.44
16年3月末	312.12
16年4月末	330.89
16年5月末	349.34
16年6月末	365.61
16年7月末	392.76
16年8月末	409.35
16年9月末	425.43
16年10月末	451.31
16年11月末	471.23
16年12月末	487.58
17年1月末	506.96
17年2月末	528.70
17年3月末	545.95

携帯端末の売り切り開始

主要なISP事業者(6社)からの聞き取り値の合計)

0.035

0.081

0.140

(推計値)

・ V o I P ~ V o I P間で完了する呼の割合

上の算定方法では、純粹確率論に基づき、V o I P同士で完了する呼の割合を仮定している。他方、作業グループでは、純粹確率論で を求める方法とは別に、他のネットワークの利用状況を考慮し、同一ネットワークで完了する呼の割合を推計することにより、 を算定する方法の提案があった。このような観点から、作業

グループでは、携帯電話同士やCATVネットワーク内で完了する呼の割合に関するデータの提出があったが、携帯電話については、利用機会が固定電話とは異なること、また、CATVについては、普及率の割合をどのように解釈するのかに問題があることから、これらのデータを修正なしに用いて、VoIP～VoIP間で完了する呼の割合を推定することは困難であると判断された。

一般的に考えれば、契約数が増加するに連れてVoIP内で完了する割合は、純粹確率論に基づいた（VoIP契約数 / (一般加入電話契約数 + VoIP契約数)）よりも高い確率となる可能性は否定できない。は、 $= f(N(\text{VoIP加入者数}))$ 、 $N > 0$ という条件を満たすものと考えられる。当該関数を推計するためには、客観的なデータが必要となるが、今回の評価では、これらの参考となるデータが入手できなかったことから、具体的な推計作業はできなかった。

#### (エ) の算定方法

は、新しい電話番号が他の利用者に周知される速度を考慮し、通話相手がVoIPに加入したにもかかわらず、依然として固定電話で通話しようとする確率を示している。

VoIPの新しい電話番号を知らずに、固定電話にかけてしまうことは一般にも起こりうることであることから、VoIPの評価を精緻に行う場合には当該要因を考慮する必要がある。作業グループの提案では、1年間で半減する減衰関数（ $= \exp(-a \times t)$ ）を仮定している。どのような速度で新しい電話番号の周知が図られるかを示す客観的データがないため、一定の仮定を置いての評価にならざるを得ない。ここでは、作業グループで提案があった1年間で半減すること及び利用者数が(2)で仮定した携帯端末売り切り後の普及速度で普及することを前提とした場合の は、以下の通りである。

年 度	の算定値
平成14年度	0.898093
平成15年度	0.725595
平成16年度	0.584175

#### (オ) の算定方法

は、価格が変動することによりトラヒックがどの程度増加（減少）するかの度合いを示した価格弾性値である。VoIPの料金体系は、従来の料金体系よりも低廉となることが期待されることから、価格弾性値を介してPSTNに着信するトラヒックが増加

することから、P S T Nトラヒックに与える影響は、置換えにより抜けていくトラヒックと増加するトラヒックの両社を考慮することが必要である。

価格弾性値の推計に当たっては、作業グループのメンバーから、国際通信及び県間通信のトラヒックを用いて以下のとおり、算定をした。

(測定に当たっての前提条件)

・ 県間通信

需要関数(時間、回数) = F(価格(国内通信価格指数 / 全通信料金指数)、鉱工業生産指数、移動体契約数) + u

供給関数(時間、回数) = F(価格(国内通信価格指数 / 全通信料金指数)、国内総生産、回線数、県間通信量(1期前)) + v

と仮定し、内生変数を、通信時間(通信回数)及び価格として測定。

用いたデータは、県間通信データの提出のあった、NTT - C O M及びT T N e tのデータを合算した。

但し、上記は同時方程式であるため、通常 of 最小二乗法は、説明変数と誤差項とが無相関である仮定が満たされないため、2段階最小二乗法を用いた。

・ 国際通信

需要関数(時間、回数) = F(価格(国際通信価格指数 / 全通信料金指数)、鉱工業生産指数) + u

供給関数(時間、回数) = F(価格(国際通信価格指数 / 全通信料金指数)、国内総生産、回線数、国際通信量(1期前)) + v

と仮定し、内生変数を、通信時間(通信回数)及び価格として測定。

用いたデータは、国際通信データの提出のあった、NTT - C O M及びC & W I D Cのデータを合算した。

具体的推計方法は、県間通信に同じ。

(推計結果)

・ 県間通信(1999年第3四半期~2001年第1四半期)

$\log(\text{通信時間}) = 33.0687$

$-8.07282 \times \log(\text{国内通信料金指数} / \text{全通信料金指数})$   
 $+ 2.11628 \times \log(\text{鉱工業生産指数})$   
 $- 0.872585 \times \log(\text{移動体契約数})$

$\log(\text{通信回数}) = 21.3245$

$$\begin{aligned}
& -10.2246 \times \log(\text{国内通信料金指数} / \text{全通信料金指数}) \\
& + 2.92906 \times \log(\text{鉱工業生産指数}) \\
& - 0.704310 \times \log(\text{移動体契約数})
\end{aligned}$$

- ・ 国際通信(1999年第4四半期～2001年第1四半期)

$$\log(\text{通信時間}) = 51.1142$$

$$\begin{aligned}
& - 3.78687 \times \log(\text{国際通信料金指数} / \text{全通信料金指数}) \\
& - 11.2097 \times \log(\text{鉱工業生産指数}) \\
& + 1.47100 \times \log(\text{可処分所得})
\end{aligned}$$

$$\log(\text{通信回数}) = 51.6007$$

$$\begin{aligned}
& - 3.19706 \times \log(\text{国際通信料金指数} / \text{全通信価格指数}) \\
& - 12.19002 \times \log(\text{鉱工業生産指数}) \\
& + 1.37973 \times \log(\text{可処分所得})
\end{aligned}$$

価格水準によって、価格弾性値が変化すると考えられるため、推計期間を1期ずつずらして、当該期間内の平均実質料金指数と価格弾性値の変化をプロットしたものは図表47～50である。これを見ると、実質価格料金指数が低下すると、価格弾性値も低下している状況が判る。これについて、指数関数により、価格指数水準を説明変数とした推計式を算定すると、

Z A 内通信時間	=	EXP(90.5415 <sub>(6.97634)</sub> × 実質国内通信料金指数	AR2=0.922585
		- 92.1399)	
Z A 内通信回数	=	EXP(107.807 <sub>(10.1759)</sub> × 実質国内通信料金指数	AR2=0.962458
		- 109.928)	
国際通信時間	=	EXP(820.593 <sub>(4.21438)</sub> × 実質国際通信料金指数	AR2=0.848186
		- 533.344)	
国際通信回数	=	EXP(887.255 <sub>(4.62412)</sub> × 実質国際通信料金指数	AR2=0.871699
		- 576.908)	

となる。

これの推計結果を用いて、料金指数がある水準から、他の水準に変動した場合のトラフィック変動量は、

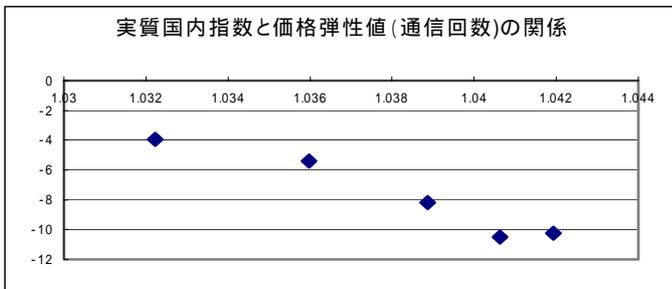
$dy/y = \exp(a \times p + b) dp/p$  の微分方程式( $y$ : 通信時間(回数)、 $p$ : 実質国内(国際)通信価格指数)を、料金指数の変動幅で解くことにより算定できる。

以上のような方法をもって、V o I P が導入された場合の P S T N に及ぼすプラスの影響を試算することが可能となる。

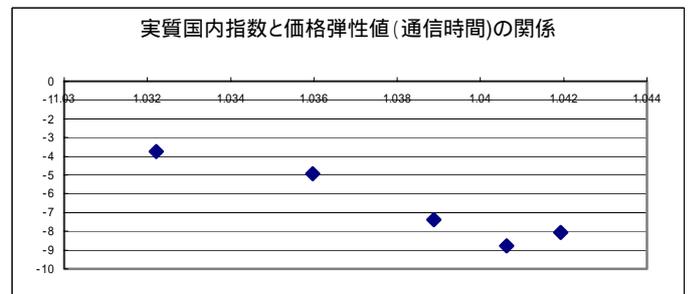
価格弾性値を用いてトラフィックの影響量を算定する上では、以下の点に注意する必要がある。

- ・ できるだけ多くの事業者のトラフィックデータに基づいて、算定を行う必要がある。今回は、作業グループメンバーの協力を得て、それぞれ2社ずつのトラフィックにより、弾性値を算定したが、より多くの事業者のデータに基づいて算定することにより、市場全体の弾性値が算定できる。
- ・ 実質料金指数がV o I Pの料金水準を仮定した場合、どの程度影響するかを算定することが必要である。但し、国内通信料金指数には、基本料等が含まれていることから、指数を算定する方法を調査し、県間通信の料金変動に伴い、指数がどの程度変動するかを算定することが必要。これができない場合には、価格要因として、他の指標を検討することが必要である。

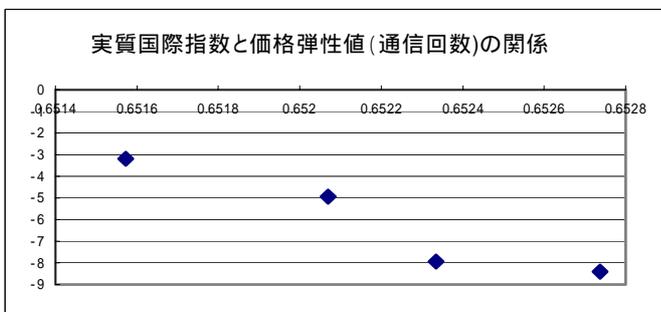
図表 4 7



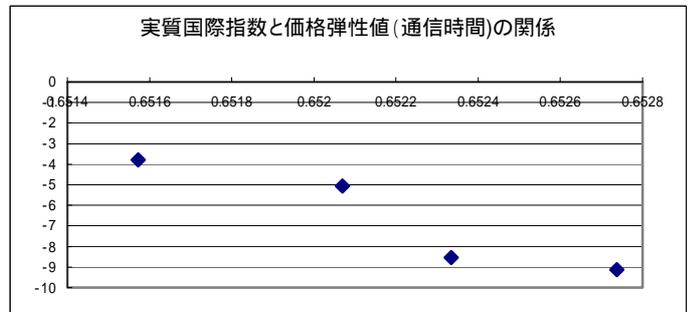
図表 4 8



図表 4 9



図表 5 0



#### (カ) 制約係数の算定方法

来年夏までは、V o I Pは提供事業者間のみの通話となることから、当該係数による補正が必要となる。これについては、総務省において、主要な事業者から徴集した契約者数を持って、推定するものとする（13.07%）。

#### (2) その他（定額料金制度の評価）

V o I Pの台頭に対抗し、今後、各電気通信事業者は新たなサービスの開発、例えば、定額料金制への導入等を展開することも予想される。この問題は、V o I Pの影響とは異なり、いつから、どのようなサービス内容で出

現するかは、V o I Pよりも予想することが困難なものである。しかし、これらのサービスが実現した場合には、今までの料金体系とは全く異なるサービスが出現することから、利用者の行動は大きく変化することが予想される。

定額料金制の出現の分析は、従来の価格分析ではなく、所得効果を通じた分析であるが、現在、完全な定額料金体系の下でのデータが存在しない状況においては、これらを定量的に分析することはできない。また、将来出現するであろうサービスがいかなる提供条件になるかも、各社の経営戦略に関わる問題であることから、現段階で予測は不可能である。

以上から、今回の検討においては、現段階でサービス提供開始時期等が予想されないものについての検討は行わないものとした。

## 第4章 トラヒック推計式を用いるに当たって

本研究会では、時間的な制約はあったものの、多くの事業者等の協力を得て構造モデルを構築した。しかし、各章でも述べたことではあるが、ネットワーク構造自体が大きく変化しつつある今日において、過去のデータに基づいて推計した構造モデルにより将来を予測するためには、いくつかの留意しなければならない事項がある。これらの点については、統計的手法を用いる予測を行う場合には、多かれ少なかれ念頭に置かなければならない事項である。

本研究会で策定された構造モデルは、最終的には、LRICモデルへの入力データとして用いられるものである。これを用いる場合の留意事項について、再度整理をする。

### (1) 適切なシナリオの策定の必要性

将来予測を行うには、過去のデータを用いて適切な推計式を構築することと最も発生すべきシナリオを策定するという2つの作業が極めて重要である。本研究会においても、作業グループの協力も得て、暫定的なシナリオ（シナリオ1、シナリオ2、シナリオ3）に基づいて予測を行ったが、シナリオにより、予測値も大きく変化することが判った。

今回の推計式を策定するに当たっては、一般的な要因として、価格要因、所得要因、競争要因を加味しつつ、推計式を策定した。これらの要因は、トラヒックを規定するであろう要因として想定される一般的な要因であると判断されるからである。

しかし、当該要因を考慮したために、将来予測を行う場合には、新たな困難性が引き起こされる。この問題は、前述のとおり、妥当なシナリオ作りの問題である。トラヒック予測を行う場合には、どうしても、各事業者の経営戦略や政府の政策、さらには技術革新にまで視野を広げて策定することが必要である。また、新たな市場参加者の出現、新サービス提供の開始等、多くの不確定要素を適切に見極めつつ、シナリオ作りをする必要がある。

また、競争要因もシナリオ作りには欠かせない要素の一つである。推計式の中には、マイラインのNTT東日本及びNTT西日本シェアを説明変数とすることにより、競争要因を加味しているが、将来において、NTT東日本及びNTT西日本対NCC全体のシェアの移行が如何に推移するかを予測することは慎重な検討が必要となる。

以上のように、今後、シナリオを策定するに当たっては、多くの不透明な要因について慎重に検討を行い、最も起こりうるシナリオが策定されることが必要であり、しかるべき検討の場において、慎重な議論を行うことが必要である。

### (2) データ更新による再推計の必要性

今回の推計においては、NTT東日本及びNTT西日本は、平成6年度

～平成14年度第2四半期(四半期データ)、NCCの接続トラヒックは、平成11年7月～平成14年6月(月次データ)を用いて、推計を行った(但し、説明変数データの入手から、NTT東日本及びNTT西日本の推計式の一部は平成14年度第1四半期までの推計となっている)。

現在、IP化に向けて、電気通信市場は大きな変革期を迎えている。本研究会で用いた推計方法(係数に年度ダミーを用いた非線形推計)では、近年のデータが追加された場合、係数が大きく変化する可能性がある。特に、接続トラヒックについては、平成14年6月以降のデータの入手ができなかったことから、近年の構造変化が十分に反映した予測式になっているかは、検討を要するところである。

また、NTT東西の事務用通信時間及び住宅用通信時間については、価格に大きく依存している構造となっている。これは、価格要因として、実質国内料金指数を説明変数として用いていることから、近年、当該指数が微増している中、通信時間が急激に減少していることに起因している。今後、この価格弾性値が継続するかは、現段階では即断することはできない。新しいデータの発表を待って、価格弾性値を再評価する必要がある。

従って、新たなデータが提出された場合には、これらのデータの影響も適宜評価を行い、予測式の安定性を再評価することが必要である。

### (3) GC/ZC時間比・回数比の確定の必要性

通常のトラヒック予測では、総量の変動を予測対象とすることで十分であろうが、今回の予測データは最終的にLRICモデルへの入力データとなるため、GC接続とZC接続に接続トラヒックの総量を分離することが必要となる。一般的に、事業者がGC接続、ZC接続のいずれをどの程度選択するかは、GC接続料とZC接続料の格差、契約者数の規模等に依存して決定されるものと考えられる。また、事業者によっては、設備の集約の観点から、ZC接続に集約を図ったり、機動的なサービス提供の観点から、ZC接続からGC接続に切替を行ったりする可能性もあり、両者の選択は極めて経営戦略と密接に関係してくるものである。他方、GC接続、ZC接続の回線切替工事は、7月申込で翌年4～9月工事、1月申込で10月～3月工事と年間2回にわたり行われているところであるが、これらの工事の進捗度合いによっても、接続トラヒックが変動する。

本研究会では、一般的に、前月のトラヒック量とGC/ZC料金格差(比率)を説明変数として推計式を策定した。決定係数を見る限りは、予測に耐え得る推計式であろうと判断されるが、上記のような推計式では把握できない外的要因により、この比率は変動をするものであることから、適用に当たっては、これらの要因も考慮して、将来の比率を策定することが必要である。また、GC/ZC料金格差を説明変数としているため、接続料が改定された場合には、比率自体が変化することも適用に当たっては、留意

する必要がある。

## 終章

今回のモデル構築にあたっては、多くの人の英知や透明な手続きを経た検討過程を経て、過去のトレンドをある程度正確に追える推計式ができたものと評価される。本研究会は、当初から、過去のトレンドにフィットした推計式を策定することを念頭において作業を進めた。この目的を達成するため、必要に応じて、ダミー変数を用いたが、構造変化が激しい電気通信市場においては、緊急避難的な措置である。ダミー変数を用いなければならなかった理由については本文に記載してあるが、ダミー変数が統計的に有意になったものを、予測でどのように扱うかといった新たな問題を抱えるところとなった。その一例が、価格弾性値である。価格要因は全通信料金指数による実質化を図ることにより、名目の動きだけではなく、全通信料金の動きと呼応して、想像もしなかった動きをしている。例えば、国内通信指数は、名目の動きを見た場合、遞減傾向にあるが、実質化した場合には、遞増傾向にある。一方、NTT東西の住宅用・事務用トラヒックは急減していることから、価格弾性値は非常に大きな値となってしまっている。このため、シナリオ分析においては、小さな価格要因の変動が大きなトラヒックの変動に繋がる構造となっている。これについては、どのように補正していくかが今後の課題となろう。また、将来の予測を決定づけるシナリオの策定は、今後の最大の課題である。前章にも記載した通り、これは、経営戦略・経済情勢・市場環境といった総合的な観点からの検討が必要になるものである。今後、これらを踏まえた適正なシナリオが策定されることを期待している。

ADSLがPSTNに与える影響を分析できたことも一つの成果である。今回の分析に当たっては、作業グループメンバーからのデータの提供があつて、初めて分析が可能となったものであるが、その結果は2001年には既にADSLの影響はなくなってしまったというものであった。本文でも記載した通り、今後の技術革新等により、違った結論になる可能性があることは、最後にもう一度記載しておく。

VoIPの評価方法については、フュージョンコミュニケーションズの協力も得て、幾つかの場合分けを行った影響分析手法を整理することができたことも成果の一つである。しかし、当該影響については、具体的なデータが現段階では得られないこともあり、あくまで仮定計算の域を脱しきれないものである。普及速度、需要量、価格弾力性、電話番号の周知速度といったデータは一定の仮定を設けて設定する他はなく、また、回線についてもドライカップへの移行による解約等も起こりうることから、これらの影響も考えた場合、机上における試算がどれほど現実のVoIPの普及度合と合致したものとなるかは、判断する尺度を現段階では有していない。ただ、個別のデータが明らかになった場合の試算手法はある程度整理されたものと評価している。価格水準の相違による価格弾性値の算定方法と需要への影響、電話番号の周知のタイ

ムラグによる影響等は、本研究会で確立した評価方法として自負しているところである。

最後に、今回のトラヒック予測のための構造モデルの構築に当たっては、約2か月という短時間にもかかわらず、研究会の先生方には延べ9回にわたる熱心な検討をいただき、また、国内外電気通信事業者からのヒアリングや社内データ、市場データの提供を得る等、多くの方々の協力を得て、今回の推計作業が進められたことについて、改めてお礼を申し述べる次第である。

## 参考

### 1 構造モデルの感応度分析について

感応度分析は、構造モデルを予測を用いる場合、シナリオの一部を変化させた時に予測値がどの程度変動するかを判断するために有用なデータを示すものである。今回の構造モデルを構築するに際し、トラヒックを規定する要因として、基本的な要因であろうと判断される、価格要因（全通信価格指数を用いた実質指数）、所得・経済要因、市場要因（マイライン等の競争要因）及びその他の要因としてADSL加入者数等を説明変数として用いた。感応度分析は、これらの要因について通信時間がどの程度影響を受けるかについて行った。感応度分析を行うに当たっては、基本となるトラヒックを確定する必要がある。基本ベースの確定は、本研究会が将来において最も発生するであろうシナリオであると誤解をされる可能性がある。しかし、後述するように、シナリオを策定するには、多くの観点からの慎重な議論が必要となる。本研究会では、このような検討は当初から想定されていないことから、ここで示す基本ベースは、感応度分析を行うに当たっての基準となるシナリオであることを明記しておく。以上から、ここでの基本ベースは、以下のとおりとする。

経済要因：各民間研究機関が発表しているGDP実質成長率の平均値（平成15年度0.9%、平成16年度1.2%）

価格要因：日銀発表のSPIデータの入手可能な年（平成7年）からの実質国内価格指数の平均伸び率（+0.34%）を維持

競争要因：マイラインシェアは変動なし

その他の要因：ADSLの直近データ（平成14年9月現在）までのデータにより推計した成長曲線

#### （所得・経済要因の感応度分析）

構造モデルを構築するに当たり、経済要因として、GDP実質成長率を用いるか、鉱工業生産指数を用いるかを検討した。NTT東日本及びNTT西日本のデータは四半期データ、接続呼は月次データであることから、NTT東日本及びNTT西日本はGDP成長率、接続呼は鉱工業生産指数という選択もあったが、説明変数を統一する観点から、今回の構造モデルでは鉱工業生産指数を用いてモデル構築を行ったものである。

経済見通しについては、民間研究所がそれぞれの立場から様々な予測を行っている。経済要因としては、民間研究所の予測のうち、GDP実質成長率について、それを最も強気のもの（シナリオ1：平成15年度1.2%、平成16年度1.5%）、最も弱気のもの（シナリオ3：平成15年度0.9%、平成16年度0.9%）と比較することにより、感応度分析を行う。

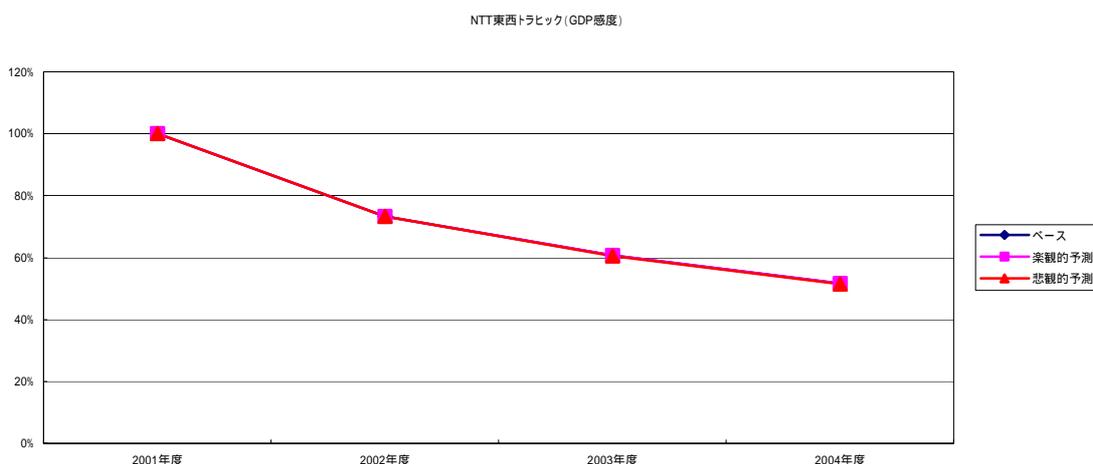
構造モデルにおいては、トラヒックは、経済活動が活性化した場合には、経済活動・国民生活の活発化を通じてトラヒックが増加する方向に作用す

る。NTT東日本及びNTT西日本の自網内通信で見ると、事務用は平成15年度0.1%、平成16年度0.1%増加、住宅用は平成15年度0.1%、平成16年度0.1%増加となっており、事務用、住宅用とも通信時間はわずかながら増加する。これは、推計式中の係数がいずれも小さな値であることによるものである。全体では平成15年度0.1%、平成16年度0.1%増加する。一方、接続呼もZ A間及び対移動体を中心に増加し、Z A間は平成15年度0.2%、平成16年度0.3%、対移動体は平成15年度0.3%、平成16年度0.5%それぞれ増加し、全体では平成15年度0.1%、平成16年度0.2%増加する。

反対に、経済活動が沈滞化した場合には、NTT東日本及びNTT西日本の自網内通信で見ると、事務用は平成15年度0.4%、平成16年度0.3%減少、住宅用は平成15年度0.4%、平成16年度0.4%減少となっており、事務用、住宅用とも同程度の割合で通信時間が減少している。全体では平成15年度0.4%、平成16年度0.4%減少する。一方、接続呼もZ A間及び対移動体を中心に減少し、Z A間は平成15年度1.1%、平成16年度1.1%、対移動体は平成15年度1.5%、平成16年度1.5%それぞれ減少し、全体では平成15年度0.6%、平成16年度0.6%減少する。

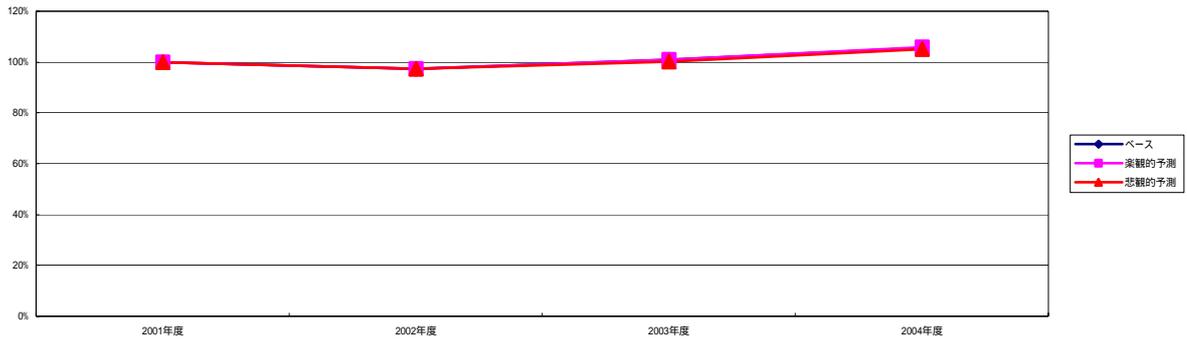
以上のように、今回策定した構造モデルは、経済要因変動によるトラヒックの変化方向は、予想される方向と相違はないものの、トラヒックに与える影響度合いは極めて弱いものとなっている。(図表5 1 , 図表5 2 )

図表 5 1



図表 5 2

接続呼トラヒック(GDP感度)



### (価格要因の感応度分析)

構造モデルでは、各サービスの料金は、全通信料金指数によって実質化された指数として説明変数としている。これは、電話利用者は、他の電気通信サービスとの相対評価において、例えば、国内通信料金が割高か割安かを判断して、消費を決定しているとの前提条件を置いている。感応度分析に入る前に、各サービスの実質化された指数の動向を見してみる。平成7年度以降の国内電話、ISDN、携帯電話、国際電話について、それぞれ実質化した指数の動きは図表53のとおりである。これを見ると、国内電話指数は、緩やかに上昇しており、その上昇率はこの7年間で年間平均+0.34%である。一方、ISDNは緩やかに下落しており年間1.5%、携帯電話及び国際電話は大幅に下落しており、それぞれ6.71%、6.69%の下落している。また、全通信価格指数は、図表54のとおり、年間平均で3.6%の下落をしている状況にある。ここでの感応度分析では、最もトラヒック量の大きいNTT東日本及びNTT西日本の住宅用通信時間及び事務用通信時間、接続呼のZ A内、Z A間通信時間に影響を与える国内電話指数に焦点を絞って行うものとする。その場合、トラヒックに直接影響を与えるのは実質化された指数であることから、感応度分析では、実質国内電話指数の伸び率(+0.34%)が今後も継続するとした場合を基準として、それを伸び率を1%上下させた場合と比較・分析することとする。

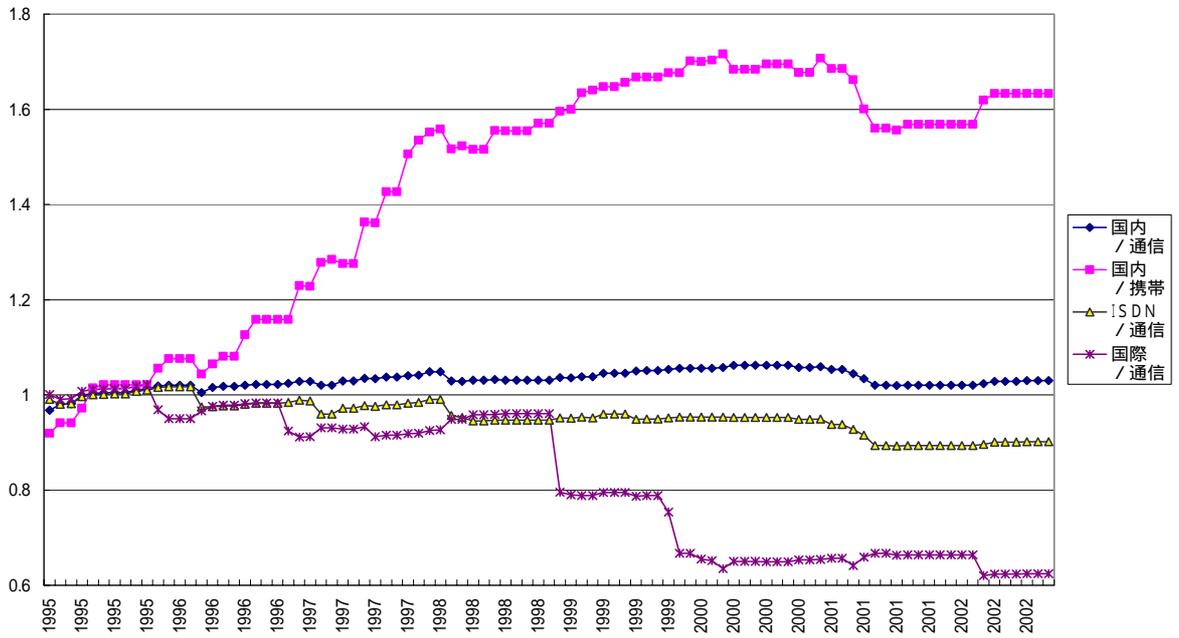
実質国内電話指数を1%下落させた場合には、固定電話料金は他の通信手段に比べて相対的に割安となることから、NTT東日本及びNTT西日本の自網内、接続呼ともに増加する。NTT東日本及びNTT西日本の自網内では、事務用が平成14年度1.3%、平成15年度8.9%、平成16年度18.5%増加、住宅用が平成14年度4.7%、平成15年度34.5%、平成16年度79.4%増加し、全体では平成14年度3.4%、平成15年度24.7%、平成16年度55.7%増加する。同様に、接続呼は、全体で平成14年度0.3%、平成15年度2.1%、平成16年度4.2%増加する。

一方、実質国内電話指数を1%上昇させた場合には、固定電話料金は他の通信手段に比べて相対的に割高となることから、NTT東日本及びNTT西日本の自網内、接続呼とも減少する。NTT東日本及びNTT西日本の自網内では、事務用が平成14年度 1.2%、平成15年度 7.8%、平成16年度 14.9%減少することとなる。また、住宅用も平成14年度 4.2%、平成15年度 25.3%、平成16年度 45.5%減少することとなる。最終的には、NTT東日本及びNTT西日本の自網内トラヒックは、平成14年度 3.1%、平成15年度 18.6%、平成16年度 35.5%減少する。接続呼は、Z A内、Z A間等を中心に減少し、全体では、平成14年度 0.3%、平成15年度 2.0%、平成16年度 3.9%減少する。(図表55, 図表56)

以上のように、今回策定した構造モデルは、特に、NTT東西のトラヒックは住宅用・事務用通信時間を中心に価格要因に敏感に反応するものとなっている。これは、価格弾性値をみると、住宅用通信(インターネット通信を除いた一般通信)は25.50、事務用通信(インターネット通信を除いた一般通信)は7.49と非常に大きな値となっていることに起因している(この要因は、前述の第3章「2 推計結果及び評価」の「(1)ア 年度ダミー変数の評価」のところで述べたところである)。今回、説明変数で用いた価格指数のうち、国内通信料金指数は、基本料まで含めた指数であり、あまり大きく変動しない構造となっていることから、このような大きな価格弾性値となったものと想定されうる。ともかく、本構造モデルは、価格要因の変動に大きく反応するモデルであることから、今後のシナリオ作りにおいては、特に、価格要因のシナリオ作りに慎重な検討が必要になる。

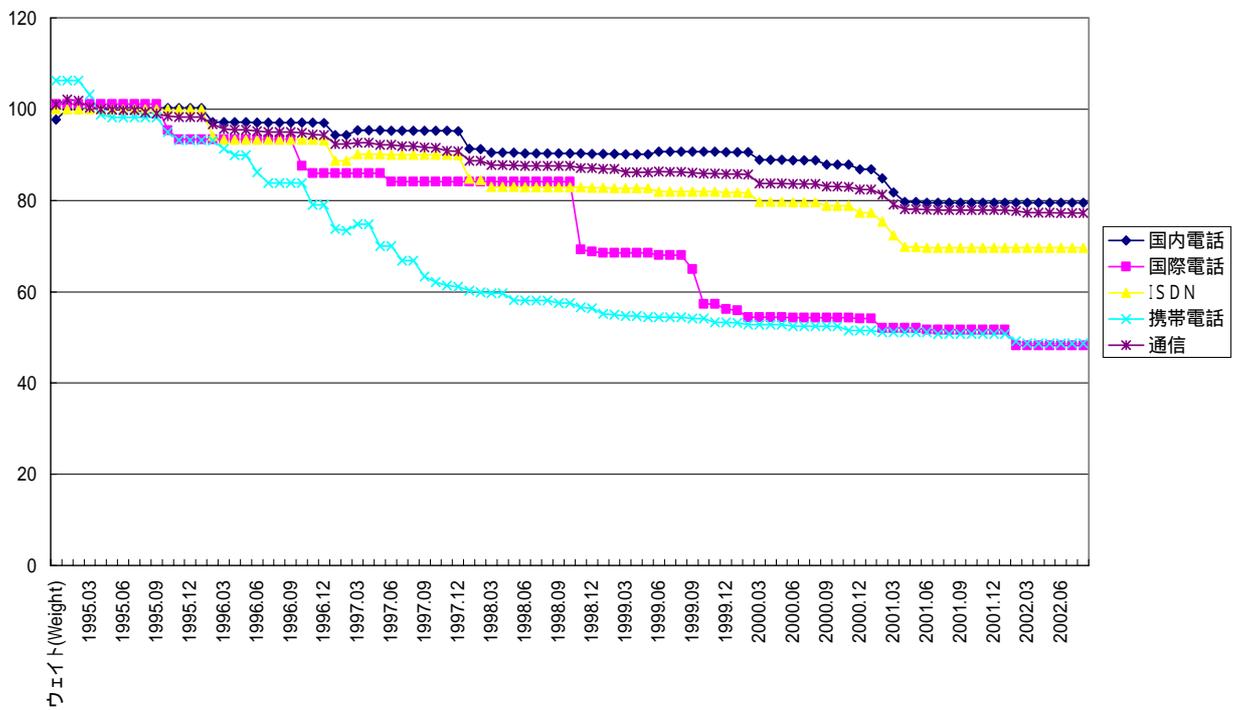
図表 5 3

実質化した価格指数の推移

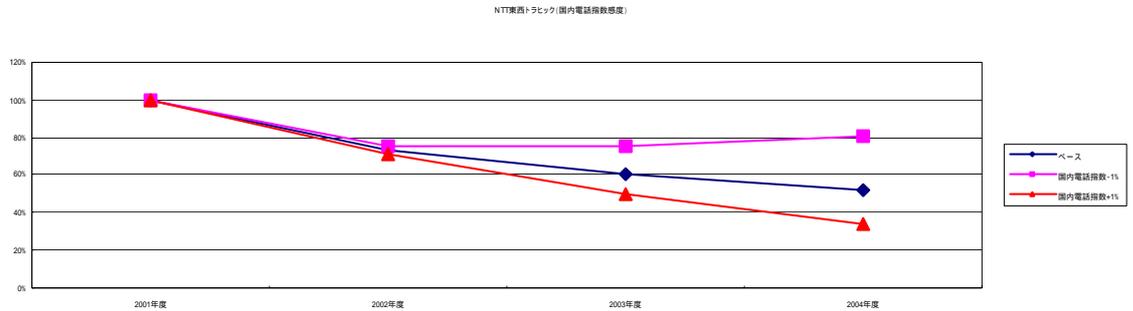


図表 5 4

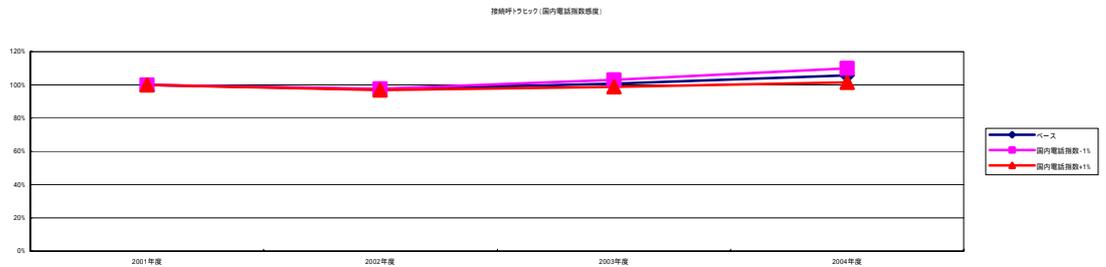
価格指数の推移



図表 5 5



図表 5 6



(競争要因の感応度分析)

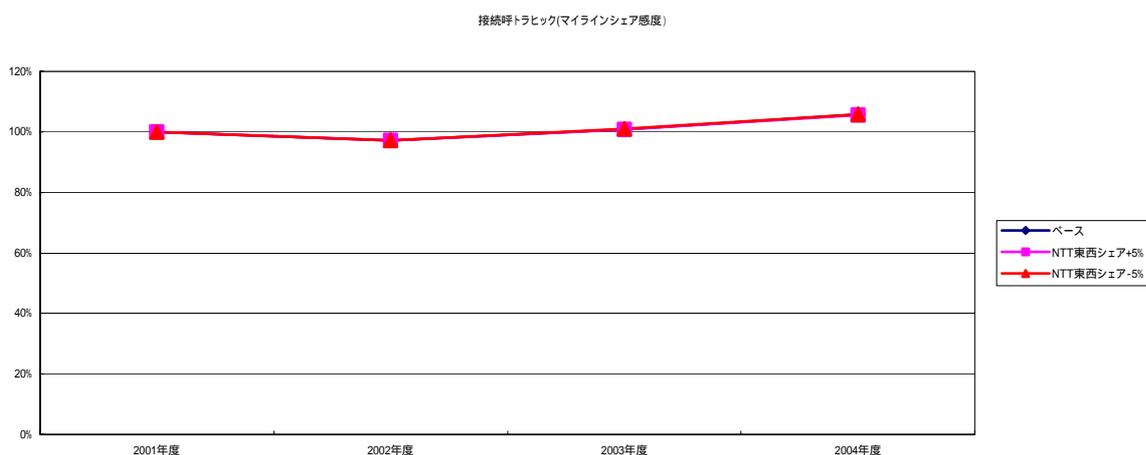
今後、競争がどのように進展するかは極めて不透明であるため、基本シナリオとしては、NTT東日本及びNTT西日本とNCC間のマイラインのシェアが全く不変であるとの仮定とした。感応度分析では、仮に、NTT東日本及びNTT西日本のシェアが、平成16年度末で5%増減する場合を想定し、基本ベースと比較する。

NTT東日本及びNTT西日本のマイラインシェアを変動させた場合、影響を受けるのは事務用及び住宅用の通信時間である。これは、マイラインシェアに係る係数を見ると、指数内の係数が住宅用通信時間(3.56501)よりも事務用通信時間(2.03157)の方が大きいため、より大きく変動する結果となっている。NTT東日本及びNTT西日本の自網内トラヒックで見した場合、事務用通信は平成14年度0.8%、平成15年度で約5%、平成16年度で約10%変動する。また、住宅用通信では、同じく平成14年度1.7%、平成15年度で約11%、平成16年度で約20%強変動し、全体では、平成14年度で約1.4%、平成15年度で約9%、平成16年度では約18%変動する。

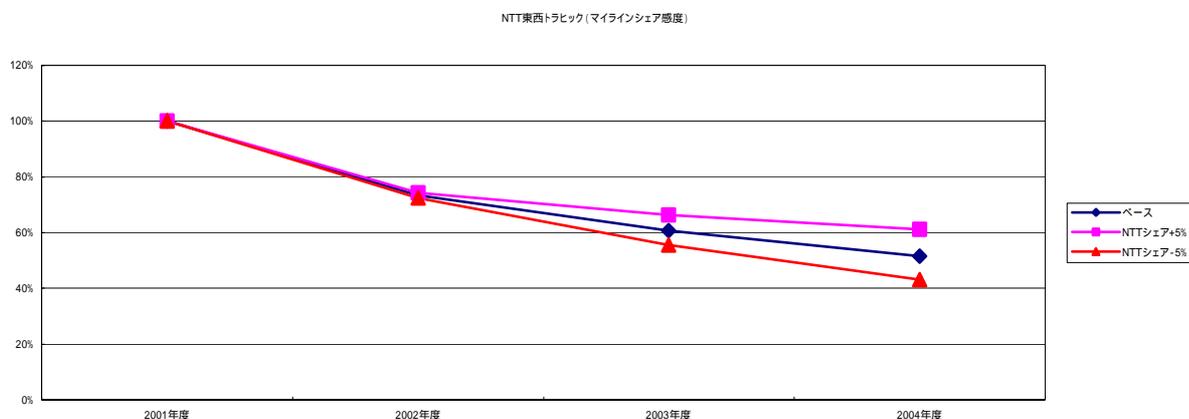
一方、接続呼では、Z A内の通信時間が変動する。これは、説明変数である「マイラインでNCCが獲得した回線数」を算定する際、NTT東日本及びNTT西日本のマイラインのシェアを使用して算定しているためである。この影響は、Z A内通信では平成14年度 0.0%、平成15年度 0.1%、平成16年度 0.1%の変動があり、接続呼全体で見た場合には、平成14年度 0.0%、平成15年度 0.0%、平成16年度 0.1%程度変動する。(図表57、図表58)

以上のように、今回策定した構造モデルは、マイラインシェアに伴う影響も、NTT東西のトラフィックが大きく変動するものである。これは、競争要因弾性値を見ると、NTT東西のトラフィックのうち、事務用が2.03、住宅用が3.57となっており、Z A内通信の接続呼の0.61を上回っていることによる。価格要因同様、本構造モデルは、競争要因の変動にも敏感に反応するものであることから、シナリオ作りには慎重な検討が必要となる。

図表57



図表58

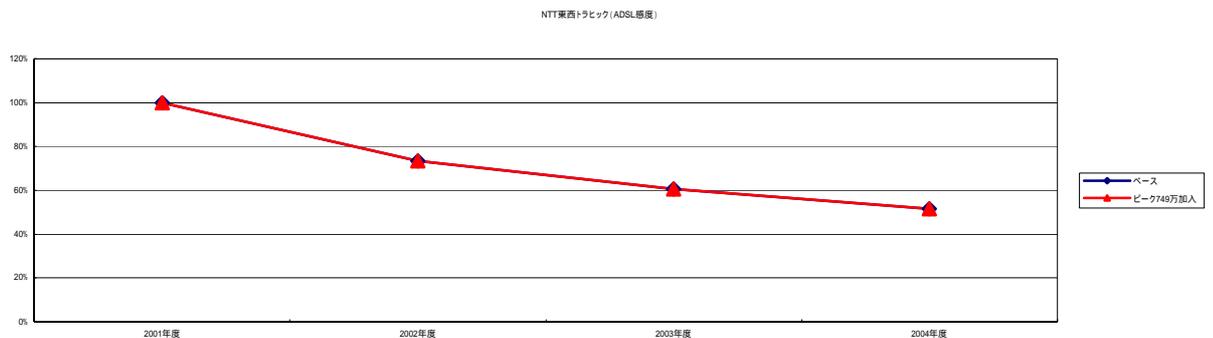


(その他の要因の感応度)

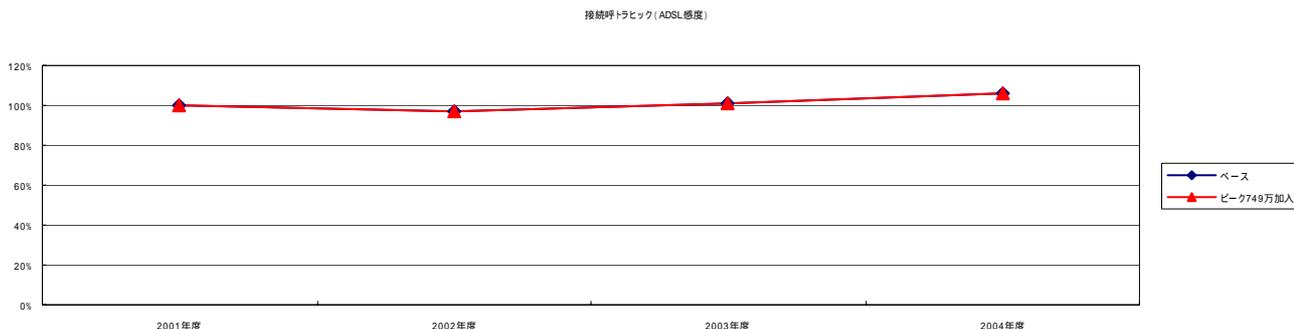
基本シナリオにおいては、ADSL契約数等のブロードバンドの影響を示す変数は、入手可能な直近データまでを用いて適当な成長曲線に当てはめを行い、予測値を基本ベースとしている。ADSL契約数については、ゴンペルツ曲線を当てはめることにより、ピーク値を556.9万契約と推計したが、そのほか、野村総合研究所(559.7万人)及び総務省(ピーク749万加入)の公表値が存在する。前2者はピーク値が極めて近いことから、今回の感度分析では、野村総合研究所の値を基本とし、総務省の公表値と比較することにより、感度分析を行う。(図表59, 図表60)

ADSL契約数については、住宅用ISDN64回線数及びNTT東日本及びNTT西日本の自網内の事務用・住宅用通信時間の構造式で説明変数として用いられていることから、このルートを通じてトラヒックに影響を及ぼす構造となっている。しかし、後述「(3) ADSLの評価」で詳細を記載するが、ADSLの影響は、2001年以降は、PSTNトラヒック減少には歯止めがかかっているものと推計されている。このため、ADSLのピークを変動させた場合、現在の入手できるデータから構築された構造モデルでは、トラヒックへの影響は殆どゼロである。

図表59



図表60



## 2 ADSLの評価

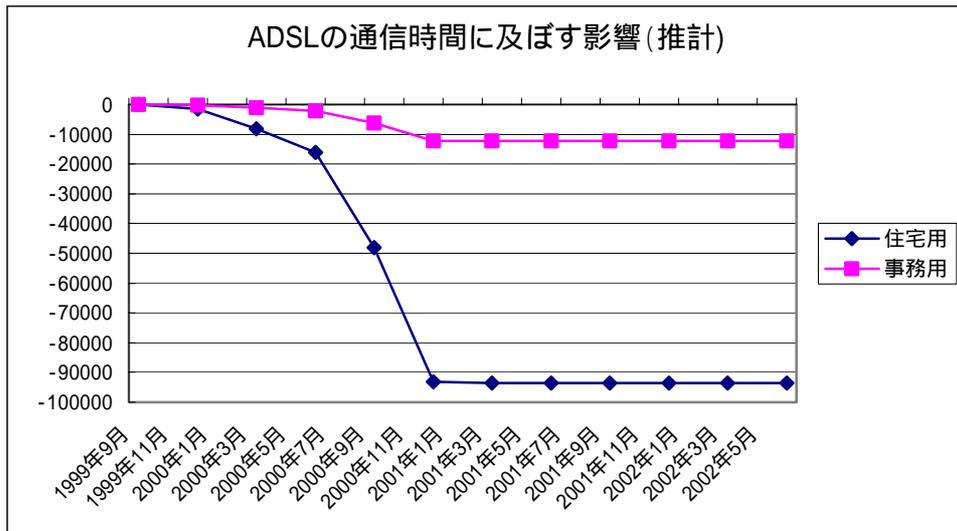
ADSLは平成11年末に導入が始まり、その後、急速な勢いで普及し、平成14年9月末現在で4,223,216加入となっている。その他、FTTHは同月末114,608加入、CATV網を利用したインターネット接続サービスの加入者数は1,800,000加入となっている。一方、電話回線等を利用したダイヤルアップ型接続によるインターネット接続の加入者数は、総務省が大手プロバイダ15社の加入者(約1,059.4万人)を調査対象として調査を開始した平成11年12月末以来、一貫して増加し続けていたが、平成14年9月末に初めて減少に転じている。

ADSLは、MDFから地域IP網へトラヒックが流れ、PSTNの交換機を経由しないため、この普及は、PSTNトラヒックの減少に直接通じるものである。現に、NTT東西の住宅用の通信時間を見ると、ADSLの普及が本格化した平成13年度から、減少傾向が見られる。当該影響を如何に予測的に反映させるかは、本章で詳細を述べたところである。

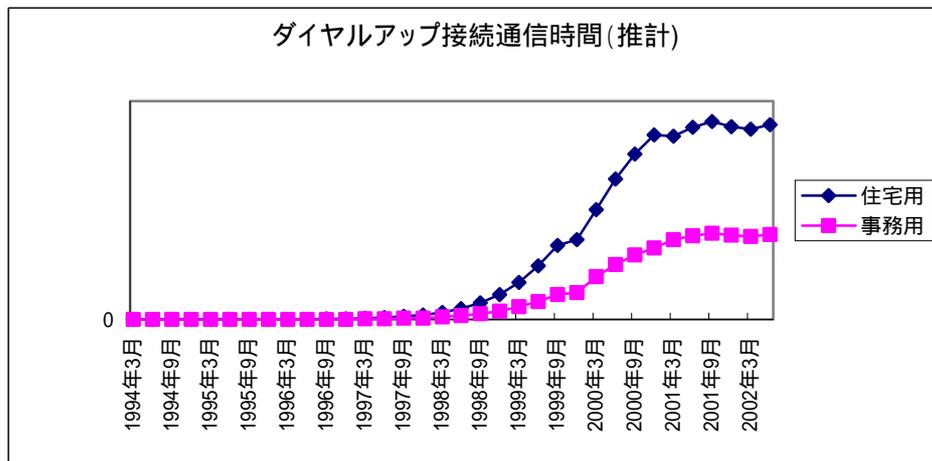
本研究会においては、推計式で推計した結果に基づき、以下のとおり、ADSLのPSTNへの影響及びダイヤルアップの影響についても分析をしたので、以下、分析結果をまとめる。

住宅用及び事務用通信時間に対するADSLの影響のみを取り出したものは図表61のとおりである。これを見ると、住宅用、事務用ともに、ADSLのPSTNトラヒックへの影響は、2001年にはなくなっているものと推定される。他方、図表62のように、ダイヤルアップによるインターネット接続がPSTNトラヒックに与える影響は、2001年まで急速に増加していたが、その後の伸びは鈍化しているものと推計された。

図表61



図表 6 3



これを、住宅用・事務用通信時間の推移で見ると図表 6 3 及び 6 4 のようになる。「一般通信」は、インターネット通信を除いた通信を表している。これをみると、住宅用通信及び事務用通信とも、一般通信が下落している状況が判る。また、2001年からのダイヤルアップによるインターネット接続の増加の伸びが頭打ち状態になっていることから、トラヒック全体の回復を遅らせている要因であることが予想される。

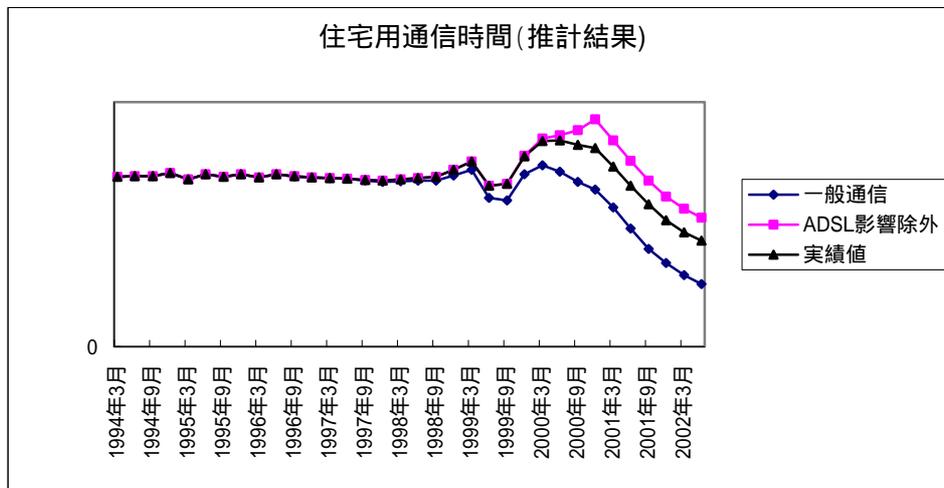
今回の分析は、作業グループメンバーから提出された一人当たりの通信時間の変化に関するデータにより減衰関数の推計を行った。上記は、実際のデータを背景に行った推計結果ではあるが、2001年にはADSLの影響が本当になくなっているのかについては、他のデータも用いた検証が必要と思われる。作業グループメンバーからは、利用状況のデータは指数化されて提出されたため、ヘビーユーザの利用時間の実数は、統計的手法に基づく推計によるところとな

った。この点についても、今後、新たなデータが示された場合には、再度、見直しを行う必要がある。

次に、今回の推計は、ADSLはヘビーユーザから移行が進むという仮定に基づいて推計作業がなされている。一般的に考えた場合、この仮定は大きく現実から乖離しているものではないと判断される。しかし、ADSLの場合、収容ビルからの距離制限があることには注意する必要がある。技術革新等の影響により、距離制限は年々長距離化している現状にある。ダイヤルアップのヘビーユーザも距離制限でADSLへの移行を見送っていた者も想定されることから、今後の技術革新の動向如何によっては、新たにPSTNトラヒックへの影響を考慮しなければならなくなる。また、伝送容量も、1.5M 8M 12Mと大容量化していることから、ヘビーユーザというカテゴリー以外の者もADSLへ移行したり、さらには、更なる料金値下げ等により、その裾野は広がることも想定される。

以上のように、今後のADSLの動向により、今回の推計とは異なった結論が出る可能性がある点については、留意する必要がある。

図表 6 3



図表 6 4

