

**「東京都からの反論」についての藤井分析部分についての再反論**

東京地方裁判所 民事第42部A合議口係御中

京都大学大学院 藤井聡

**【全体について】**

今回の藤井の裁判所での指摘の中心は、「東京都の時短命令と緊急事態宣言の感染抑止効果について」（甲69号証）に記述した通り、

「東京都が、時短の根拠としてあげた、分科会資料のデータ分析は、報告書には記載されていなかったが、「p値=0.13」であり、21時の人出データの効果が、統計的に棄却されている。したがって、分科会資料のデータは時短を正当化する証拠にはならない。

それにも拘わらず東京都は、これを、国民の自由を奪う時短要請・命令を正当化する証拠としている事から、東京都には能力と誠実性の双方について極めて深刻な問題がある事が分かる」

というものであった。しかしそれにも拘わらず、驚くべき事に、今回の東京都からの反論は、この当方の根幹について、何ら反論が成されたものではなかった。

したがって結果的に、東京都は今回の反論を通して、「時短の効果についての統計学的な証拠が無い」という事を改めて暴露するものとなっていると言える。

それと同時に、下記に詳述する様に、東京都が

- ①統計学の基本的な考え方（証明は不可能という前提）を理解していない事
- ②検定力という統計的概念を理解していない事

の二点がそれぞれ明らかになったという点を通して、東京都の時短要請・命令の有効性を適切に推察する「能力」が欠如していることも、本反論を通して改めて暴露される結果となっている。

## 【分析①：時短命令の効果の直接推計に対して】

### (A) 無症状の人を考慮していないので、過小評価になっている (p.3)

しかしながら、①同意見書の試算は、「都内の二次感染源数」について報道発表された新規陽性者数以外の感染源は存在しないことを前提にしているが（藤井証人調書21頁）、新型コロナウイルス感染症では無症状・軽症の感染者が全体の大きな割合を占めているとされ、そうした感染者からも感染するとされていることからすれば、上記試算に用いた「都内の二次感染源数」は実際の感染源をすべて捕捉した数値であるとはおよそいえないこと（藤井証人もこの点に関し過少評価になっていることを認めている（同証人調書5～6頁）。）、②同意

⇒ こちらの主張を無視した無意味な反論である。甲第69号証で既に指摘した様に、ここで言う「過小評価」の水準は、無症候感染者というのは当初いわれていたほどの規模ではないのであり、さらに感染力も減少するので、極めて小さい。そして、これも甲第69号証において既に強調した通り、逆に「過大評価」の項目がそれ以上に多数存在している。

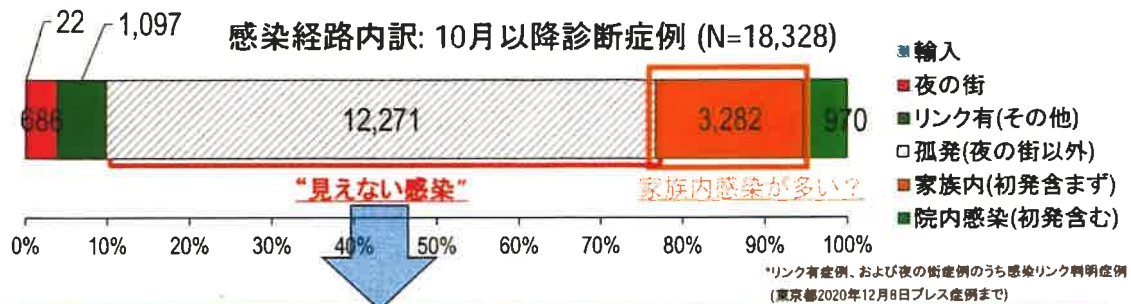
### (B) 感染経路不明の割合が東京都では約6割おり、その多くは飲食店によるものと考えられている (p.3)

関し過少評価になっていることを認めている（同証人調書5～6頁）。）、②同意見書は「飲食店の感染割合」を東京都の感染経路別の資料を用いて5.1%として試算しているが（乙36の3（20頁）に「濃厚接触者における感染経路」とあるとおり感染経路の明らかになっているものの割合である。）、東京などの都市部では感染経路不明（見えない感染）の割合が高く（東京都では6割、この感染経路が分からない感染の多くは飲食店によるものと考えられており（乙14（11頁）、乙20）、このことが除外されて考察されていること、

⇒ まず、我々の当初試算では4日間で防がれた感染は0.081人、PCR検査に換算すると1日あたり0.55件の増加に相当というものだが、仮にこれを見積もったとしても、PCR検査を1日に5.5件実施する程度の効果しかないのであるから、時短命令を正当化できるとは思えない。

また、政府資料である乙14の、「経路が分からない感染の多くは飲食店によるもの」という主張にも問題がある。乙14の11ページにおいて政府が展開している主張は、以下のとおりであるが、

例えば東京都では“**見えている感染**”だけを見ると**家族内感染が最も多い**が  
“**見えない感染**”を“**見る**”と…



1. 東京などの都市部では、感染者数が多いことに加え、人々の匿名性が地方に比べ高いことから、**感染経路不明(“見えない感染”)の割合が多い(東京都では約6割)**。
2. しかし、この**感染経路が分からない感染の多くは、飲食店における感染によるもの**と考えられる。その理由は以下a b cである。
  - a. **これまでのクラスター分析の結果、日常生活の中では、飲酒を伴う会食による感染リスクが極めて高く、クラスター発生の主要な原因の一つであることが分かっている。**
  - b. 感染経路が判明している割合の高い地方でも、**飲酒を伴うクラスター感染が最近になっても多く報告されている。**
  - c. **欧州でもレストランを再開すると感染拡大に繋がることが示されてる。**

これらのうち a, b は「他の場所と比較して飲食店での感染が多い」ことの根拠とはなっていない。c については、同資料の9ページでアメリカにおける研究（上記ではなぜか欧州と書かれているが引用されている論文を実際に読むとアメリカの10都市のデータを用いた研究である）が紹介されており、たしかに「レストランの再開」という政策が「ホテルの再開」や「フィットネスクラブの再開」などに比べて感染拡大効果が高いことが示されているが、「家庭内感染」は比較対象になっていない。

(C) 20時以降の時間帯においては、ほかの飲食店は営業自粛していたのだから、GDのマーケットシェアはもっと高いはずである (p.4)

14 (11頁)、乙20)、このことが除外されて考察されていること、②同意見書は「対象店舗のマーケットシェア」を東京都内の飲食店来店者数との比率から算出したとしているが、緊急事態宣言中は他の多くの飲食店が20時までの営業時間短縮をしていたことから、グループ客が多くアルコールが提供されることにより感染リスクが比較的高いと考えられる20時以降の時間帯の原告店舗(26店舗)のマーケットシェアは大きな割合を占めていたといえるものであり、その点が適切に考慮されていないこと、④同意見書は原告の店舗内で

⇒この指摘は誤解に基づく批判で有り、試算において「20時以降のマーケットシェア」を

**考える必要がそもそも存在しない。**

我々の算出方法は9月に提出した書面の付録に記載したとおりだが、以下、わかりやすくするために仮の数字で説明する。本質的なロジックは実際の試算と同様である。

**〈A 時短命令があった場合（実績）〉**

- (A-1) 3月18日には東京都内で2次感染源（ウイルス保有者）が1000人おり、このうち100人が飲食店を利用するつもりである。
- (A-2) 3月18日の東京都内の飲食店来店者総数は1000人であった。
- (A-3) 3月18日のGDの来店者数は、5人であった。（これは20時以降の時短命令によって減少した結果の実績）
- (A-4) 3月18日のGDのマーケットシェアは 0.5% (5/1000) であり、GDに入店した2次感染源は0.5人であると考えられる。

**〈B 時短命令がなかった場合（推定）〉**

- (B-1) 飲食店を利用するつもりでの2次感染源の数は、前記と同様に100人であるとする。
- (B-2) 時短命令が出る前週の同曜日の3月11日は10人であったので、仮に時短命令がなかったとした場合の3月18日のGD来店者数も 10人であるとする。（5人増加）
- (B-3) その場合、3月18日の東京都内の飲食店来店者総数も5名増えて、1005名となる。
- (B-4) その場合、3月18日のGDのマーケットシェアは 0.995% (10/1005) であり、GDに入店した2次感染源は約1人であると考えられる。

**〈時短命令の効果〉**

飲食店への入店が防がれた感染源の数は、 $1人 - 0.5人 = 0.5人$ となる。

実効再生算数が2だとすれば、 $0.5 \times 2 = 1人$ の2次感染が防がれたこととなる。

……以上の計算においては、「20時以降の時短命令」があった場合と無かった場合のそれぞれの「1日の来店者数」が得られており、両者の差が最終的に2次感染数の差となると考えればよいので、特に「20時以降のマーケットシェア」を考える必要はない。

要するにこの計算では、「20時以降に、他店が時短をする中でGDが時短をしなかったことにより、マーケットシェアが大きく上昇する」ことの影響が織り込まれたものとしての「1日合計のマーケットシェア」が求められているのであり、感染は昼間にも生じると考えられるのである以上は、この「1日合計のマーケットシェア」を用いてGDでの2次感染数を推計するのが適切である。

東京都からの今回の指摘は、我々が「マーケットシェア」について何らかの仮定を置き、

「飲食店利用者数×GD マーケットシェア=GD 来店者数」のような手順で GD 来店者数を算出したものと誤解しているものと思われる。確かにそのような手順で計算する場合は、20 時以降に GD のマーケットシェアが急上昇することの効果を検討すべきであろうが、我々が実際に行っている計算手続はその逆で、GD と東京都内の来店者数がデータとして得られており、「GD 来店者数÷都内飲食店利用者数=GD マーケットシェア」という計算を行っているため、東京都が指摘するような時間帯別マーケットシェアを用いる必要はない。

(D) GD の店舗内での来店者に対する直接の感染だけを考慮している (p.4)

であり、その点が適切に考慮されていないこと、④同意見書は原告の店舗内での来客者に対する直接の感染だけを問題にしているが、同店舗を起点とした当該来客者からのその後の感染(家庭内感染等)への影響については考慮していないこと(同証人調書25頁)、⑤同意見書は実効再生産数を乗じて店舗内で感

⇒これは意味のないナンセンスな議論である。もちろん GD 店舗内で生じる 2 次感染の「感染先の感染先の感染先の……」も存在しているが、それならば、PCR 検査を実施することによって防がれる 2 次感染の「感染先の感染先の感染先の……」も考慮することが必要となる。したがって、我々が提出した PCR 検査の件数と比較した結論においては、この点を考慮しても差違は生じない。

(E) ガイドラインを遵守していないので、実効再生産数はもっと高いはずである (p.4)

ないこと(同証人調書25頁)、⑤同意見書は実効再生産数を乗じて店舗内で感染した人数を試算しているが、前記1で述べたとおり、原告の店舗は業種別ガイドラインを遵守していないなど感染防止対策が十分とはいえない中で、多くの集客があり、いわゆる三密の環境になることが避けられない状況(しかもその環境でアルコールを含めた飲食のためにマスクを外すこととなる状況)にあったものであり、感染リスクは社会の平均値のそれに比べ高かったといえるから、実効再生産数を乗じて試算することは実態を反映しているとはいえないこ

⇒グローバルダイニング店舗について「感染リスクは社会の平均値のそれに比べて高かったと言えるから」と断定しているが、この断定は不可能である。第一に、その結論を断定するためには、グローバルダイニング店舗以外の状況と比較しないと行けないが、その比較は、一切ここに書かずに、上記の用に断定するのは、極めて不当な主張である。第二に、既に提出した甲第69号証の「1. (b)」に記載したように、

・対象GD店舗平均面積<sup>★1</sup>=312m<sup>2</sup> > 全飲食店・推計平均店舗面積<sup>★2</sup>=268m<sup>2</sup>

というデータがあり、むしろグローバルダイニング店舗の方が感染リスクが「低い」可能性がある。そして、何より第三に、甲第69号証の「1.」に詳しく書いたように、過小評価項

目と過大評価項目を比べれば、過大評価項目の方がより確実でありかつより多くあり、したがって、トータルとしてみれば、ここでの論点を加味しても、過大評価している可能性の方が圧倒的に高いと考えられる。

(F) スーパースプレッダーのせいで、飲食店でのクラスターが多いという事実 (p.6)

と、⑥そして、実際には実効再生産数を大きく超えた感染爆発を引き起こすいわゆるスーパースプレッダーが存在し、飲食店で三密の条件を満たす状況があるとこの現象を起こす可能性が高まる(3密空間ではエアロゾルでのスプレッド効果が高まる可能性がある(乙6、乙7))のであって、同意見書の試算にかかわらず、実際に多くの飲食店でクラスターが発生していることは周知の事実であること(乙14(7頁))などからすれば、同意見書の分析をもって、原告

⇒これも意味のない議論である。スーパースプレッダーとは、例えばウイルス保有者が10人いた場合に、10人全員が2人ずつにうつすのではなく、10人のうち1人だけが10人にうつすことによって全体の実効再生産数が2になるというような現象である。

その概念を用いるなら、たとえばGDに入店する感染源のほとんどは誰にも感染させず、一部の感染源のみが大きな2次感染を引き起こすことになるのであるが、それは単に感染力の偏りを意味するに過ぎず、全体の感染規模には変わりはない。したがって、試算は、全体としての実効再生産数や、全体としての感染場所の割合を用いて行うのが適切である。

(G) 「対象店舗での新規感染者数」は、

時短命令がなかった場合： 0.178人

時短があった場合： 0.097人

なので、感染リスクは半減しているともいえる (p.5)

時短命令(本件命令)によって感染リスクが半減したとの評価が可能であること(すなわち、同意見書の分析によれば、「対象店舗での新規感染者数」は時短命令がなかった場合には4日間で0.178人、時短命令があった場合は0.097人と推計していることから、変化率で見れば感染リスクは半減したとの評価が可能である。なお、藤井教授は、別の意見書(甲53の2)において、

⇒この指摘はまったく意味がない。半減はしているが、命令効果の大きさは2次感染の「減少数」でみるべきである。ゼロに限りなく近いものが仮に十分の一になったところで、その効果はゼロに限りなく近いものに過ぎず、それは効果がほぼ無いという事を意味している。

**【分析②：宣言等の発出効果（ダミー変数の分析）に対して】**

(H) 統計的に有意でなかったからといって、真の効果がゼロであることを積極的に立証するものではない (p.6)

しかし、統計的に有意とならなかったとしても、これは「真の効果が仮にゼロであった場合でも、偶然観察されることがあり得る程度の効果」(甲53の2(2枚目))であったというにすぎず、真の効果がゼロであることを積極的に立証するものではない。

⇒この指摘は、(当たり前的事を言っているだけにも拘わらず、さも、我々の分析に意味が無いかのような印象を与えるものであり、したがって)この主張は以下の二点から二重の意味で極めて不当であり、悪質な詭弁の類いであると解釈可能である。

第一に、統計学においては、「特定の命題が真であるということを証明する事」は不可能であるということが自明の前提であるにも拘わらず、この東京都の主張は、その不可能な事をせよと求めるかのようなものとなっている(いわば、「悪魔の証明」(=不可能な証明を求める事)を我々に要求するものとなっている)という点で、著しく不当であり、詭弁的な主張であると言える。

第二に、本裁判において立証責任を持っているのは我々でなく東京都である、という当然の前提を無視した、極めて不適切な指摘であり、この点からも、この主張は詭弁的な主張であると言える。

まず、第一の点についてであるが、今回の件で言うなら、そもそも「21時の人出に効果があるか無いかは、統計学的には証明することが不可能」なのである。あくまでも、「効果があると信ずる事が正当である確率」を求めているに過ぎない。そして、その確率は完全にゼロになることも完全に1になることはないのである(それが証拠に、統計的判断には必ず、「過誤」が存在することが統計学理論の前提になっている)。したがって、どの様な分析をやろうとも、「その統計的判断とは逆の可能性」は絶対に存在する。それにも拘わらず、東京都は「その統計的判断とは逆の可能性もあるじゃないか!」ということ(今回の場合は「藤井の提供した分析があったとしても21時の人出に効果がある、という可能性が残存するではないか!」ということ)を(まるで鬼の首を取ったかのように)主張しているのであるが、これは統計学の基本を全く理解していない者の主張であるかのように思われる。統計学を知っている人間ならば、「21時の人出の効果が存在する可能性がある」という自明の事実を主張するのではなく、その可能性が如何ほどなのかを主張すべきなのである。が、東京都はそういう主張をするのではなく、1+1は2じゃないかという程度の自明中の自明の主張を行い、それを通して、こちら側にまるで瑕疵があるかのような印象を与えようとしている。これは詭弁的な主張であるという他にない。

第二の点であるが、そもそも今回の裁判は、「東京都が、時短効果の証拠が無いにも拘わらず、国民の自由を抑制し国民に不利益をもたらす時短を要請・命令した」という事の不当性を巡るものである。したがって、この裁判において立証責任があるのは、東京都側なのである。我々は、東京都側が立証不在のまま時短要請・命令をした事が不当であるという主張しているのである。したがって、我々が主張しているのは、厳密に言えば「時短に効果が無い」という事ではなくて、「時短に効果がある、という統計学的な証拠は存在しない」という点である。本裁判においては、東京都が利用できた筈のデータを分析しても「時短に効果がある、という統計学的な証拠は得られない」という点こそが重大な意義を持つのである。それにも拘わらず、まるで我々側に立証責任があるかのような指摘をするのは、典型的な論理のすり替えであり、詭弁の類いと言わざるを得ないものと考えられる。

なお、最後に、「検出力分析」については、これまで書面や裁判所での発言を通して何度も解説しているものの、残念な事に東京都は未だにこの意味をまだ理解されていないようである。繰り返すがそれについては裁判所で藤井より証言した通りであるし、その後の追加資料でも改めて解説しているので、そちらを参照されたい。

### (1)

個人レベルの対策行動、気温や湿度、検査実施の積極性などの要因が考慮されていない

- ・自由度調整済み  $R^2$  が-0.01 であり、そもそもモデルの精度が低いので、これで有意にならなかったとしても直ちに意味がないと結論はできない (p.6)

さらに、実効再生産数に影響を与える因子は上記の規制状況以外にも様々なものが考えられるところ(この点、藤井教授ら作成の甲54(9頁)には「COVID-19の感染拡大には、個人レベルの対策行動や、気温や湿度といった自然環境、検査実施の積極性など様々な要因が影響していると考えられる。今後はそうした多数の要因を同時に考慮した分析を行っていく必要がある。」と記載されている。)、上記回帰モデルではこれらの因子が全く考慮されていないことなどから、回帰式の精度(回帰式の当てはまり具合)を表す「自由度調整済み決定変数( $R^2$ )」の値は「-0.01」となっており、観測データを説明するのにほとんど意味のない回帰モデル(回帰式)となっていることが認められる(この点、甲72の参考資料1(9頁)には「補正 $R^2$ は0から1の範

⇒ これも悪質な詭弁の類いの指摘である。あるいは、東京都自ら、時短や緊急事態宣言似効果がないことを認めているに等しい主張である。

上記文章の「ほとんど意味のない回帰モデル」という言葉は、「今回用意した説明変数の



セットでは、被説明変数の変動を説明出来ていない回帰モデル」であるという事を意味している。そして、その説明変数セットとは、時短や緊急事態宣言の実施にほかならない。つまり、その「 $R^2$ の低さ」は、「この回帰モデルからは、何の示唆も得られない」という事を意味するものではなく、むしろ積極的に「時短や緊急事態宣言発令などの説明変数セットが実効再生算数に影響を与えていない」という事を示唆する。にも拘わらず、上記の東京都の指摘は、あたかも「 $R^2$ が低いから、この分析からは何の示唆も得られない」かのような印象を与えるものであり、極めて悪質な詭弁的な指摘であると解釈可能である。

なお、補足的に申し上げると、甲54の論文(下記URL)で我々が示した「検出力」は、本分析で重要な地域と時期の交互作用については高い検出力(0.8以上)となっているので、緊急事態宣言に効果がないことを積極的に示すものである。

<https://www.call4.jp/file/pdf/202109/c2982469b47d59fb7588ebceefd5e577.pdf>

#### (J)

分析期間が長い(2020/10~2021/8)ので、ウイルスの変異やワクチン接種などの状況の相違を考慮できていない(p.6~7)

また、同意見書は、分析対象期間を2020年10月1日から2021年8月12日までの長い期間としているが、例えば、この間には従来株による第3波(2020年末)、アルファ株による第4波(2021春)、デルタ株による第5波(2021年夏)があり、各々の感染力は異なっていること、同対象期間の後半にはワクチン接種が開始されていることなど、同対象期間で様々な状況の相違があるのであるから、同対象期間を一括して同じダミーで推計することが適切かという問題も指摘できるものである。

⇒この指摘は、我々の分析にバイアスが存在する可能性を指摘するものであるが、あらゆる分析にはバイアスが存在することは統計分析の自明の前提である。そしてそうしたバイアスが存在したとしても、仮に時短等の効果が存在するなら、統計的に有意になり得るのであり、したがって、上記バイアスがあったとしても、我々の分析に証拠能力が存在することは明白である。にも拘わらず統計的有意にならなかったのだから、この分析もまた、「時短に効果が有る」と我々が信ずる確度を引き下げる効果を持つものの一つとすることができる。

なお、一般的な統計学的判断においては、「人流抑制効果」について判断する場合に、  
分析1、分析2……

といった複数の分析を行い、その全てで「人流抑制効果」が「棄却」されたのなら、それら

の複数の分析を通して、「人流抑制効果が存在しない、という可能性がより強力に支持される」と判断することが一般的である。

そもそも、東京都に指摘されるまでもなく、全ての統計分析には「限界」があり「バイアス」があり、そこでの判断が「絶対」という事になることは絶対でない。だからこそ、様々な分析を行いそれら全体を通して、総合的に判断するのが、一般的な統計的判断である。

したがって、東京都が指摘している我々の一つの分析もまた、そうした「総合的な判断」を下すための一つの証拠なのである。そして、その証拠が完璧でないことは自明であると同時に、それにも一定の証拠能力が存在している。なぜなら、もしも、時短効果が明確に存在するのなら、東京都が指摘した我々の分析においても大なる可能性で「統計的有意」という結論が導かれ得ると予期されるからである。それにも拘わらず、統計的有意とならなかったという事実それ自身が、人流抑制効果があると(我々が)信ずる確度を引き上げる効果を持つのであり、そういう効果がある以上、その証拠には一定の証拠能力があると言えるのである。

なお、この指摘もまた、(H)と同様に立証責任が東京都にあるにも拘わらずこちらにあるかのような立論になっているという点において不当なものである。

#### 【緊急事態宣言の対象地域内外による分散分析に対して】

- ・首都圏は地域の特殊性により地方とは様々な状況が異なるので、この分散分析は適切でない可能性がある (p.7)

しかし、分散分析では他の要因はできるだけ同一のものでないと適切に分析できないといえるところ(藤井証人調書30頁)、緊急事態宣言が出された地域(主に都市部)とそれ以外の地域(地方)とでは元々様々な状況が異なり(例えば、乙20には首都圏(特に東京)はその地域の特殊性により感染対策が極めて困難な地域であることが述べられている。)、これらの地域の感染状況を比較することで緊急事態宣言の効果を適切に分析できるかは疑問であること、同

⇒指摘の点を考慮すれば、我々の結論が妥当でない可能性が上がるどころかむしろ、我々の結論が妥当である可能性をより向上させるものと考えられる。

そもそもこの分散分析の統計学的結論は、「緊急事態宣言内外で差が無い」というものである。東京都が指摘する様なバイアスがこの分析にかかっているとすれば、そうしたバイアスはむしろ「緊急事態内外で差がある」という統計学的結論が出る方向にかかる筈である。それにも拘わらず、統計学的には「緊急事態宣言内外で差が無い」という結論がでたわけである。したがって、東京都が指摘するバイアスは、我々の結論の妥当性を目減りさせるもの

というよりはむしろ、強化するものであると考えられる。

- ・「緊急事態宣言に感染抑止効果がないことを決定的に実証したものは必ずしも解釈できない」と、(甲54の)5.1結論に書いてある (p.7)

意見書の結論部分(「5.1 結論」)には「なお、以上の知見は「緊急事態宣言に感染抑止効果無い」ということを決定的に実証したものであるとは必ずしも解釈できない。なぜなら、以上の議論はあくまでも統計学的な判断を運ぶものであり、したがって「本来ならば」感染抑止効果はあるものの、統計学的に明確(すなわち有意)になる程にははっきりとしたものとは言えない水準であった、という可能性は残存するからである。」(8頁右)との記述がみられること、及

⇒この指摘もまた、(H)と同様に、統計分析で「証明」することなど出来ないという自明の点を指摘することで、さも藤井等の分析に証拠能力がないという印象を付与しようとしている点において詭弁的であると同時に、立証責任が東京都にあるにも拘わらずこちらにあるかのような立論になっているという点において不当なものである。

#### 【甲70:「コロナ自粛についての効果検証:自粛がCOVID-19感染抑止に寄与しているという仮説は統計学的に否定された」に対して】

- ・移動量の総和との関係のみで、20時以降の時短の効果を検証していないので意味ない (p.8)

さらに、甲70の意見書は、データの統計学的分析に基づき、結論として「行動内容を特定しない「全般的な自粛」が感染抑止を導き、「全般的な活動活性化」が感染拡大を導いたという積極的証拠はない。」「今後は、地域を限定しつつ、飛沫を積極的に飛ばす三密宴会(いわゆる、ドンチャン騒ぎ)の頻度などより的を絞った行動の自粛と感染拡大との関係を分析することが必要である。」(最後から2枚目)というものであるが、これは行動内容を特定しない移動量の総和(の差分)と実効再生産数(の差分)との相関関係を分析したものによらず、飲食店の20時以降の営業時間短縮の効果を検証したものでないから、これをもって、本件命令の適否について何らかの結論が導かれるものでないことは明らかである。

⇒この指摘は「一日トータルの人流データ」の分析は、「20時以降の時短効果の是非」を論ずるにあたって意味が無い、したがって、「時刻を無視した人流データ」の分析は、「本件命令の適否について何らかの結論が導かれるものではないことは明らかである」と主張し

ているが、これは明らかな間違った指摘である。

そもそも、(J)へのコメントで述べたように、一つの分析で検証するより、複数の異なった分析で検証し、それらが一致して同様の結論を示していた場合、その結論がさらに強化されることになる。「一日トータルの人流データ」の分析もまた、そうした補足的分析の一つとして活用可能なものである。なぜなら、もしも本当に、「一日トータルの人流」が感染を抑止しているなら、20時以降の人流もまた、感染を抑止する事になるからだ(当然だが、20時以降の人流もまた一日トータルの人流の一部を構成するからだ)。だからこそ、一日トータルの人流の効果が統計的有意になれば、20時以降の人流が影響を与えると信ずる証拠の「一つ」と認定することが可能となる。したがって、一日トータルの人流の効果が統計的有意でない、という今回のデータは、「20時以降の人流が影響を与えると信ずる証拠の一つを失った」という事になるのであり、したがって時間がずれていても、我々の分析は、**一定の証拠能力を有している**のである。

だからこそ、「本件命令の適否について何らかの結論が導かれるものではないことは明らかである」という指摘は、完全に間違った指摘なのである。

- ・「単位根過程」の帰無仮説が棄却できなくても、単位根であることを積極的に示していない (p.8)

また、同意見書は「単位根過程」との帰無仮説が棄却できないから、実効再生産数が単位根過程であり見かけの相関であると結論付けているが、「単位根過程である」ことが棄却できないことから当然に単位根があるといえるものではない上(すなわち、ある仮説が棄却された(=有意である)場合は反対の仮説が採択されるが、ある仮説(ここでは単位根過程である。)が棄却されなかった(=有意でない)場合には、それが何らかの証明になるわけではなく、単に観察と仮説がとくに矛盾しないことがいえるだけであって、その仮説(単位根過程である。)が採択されるわけではない。)、自粛(移動量の減少)により新規

⇒全く無意味なナンセンスな指摘である。

そもそも我々が主張しているのは、厳密に言うなら、「対象データ系列が単位根検定である」という事では**無い**。我々が主張しているのは、「単位根過程の帰無仮説が棄却されなかった時系列データを対象に、(政府分科会のように)差分すら取らずにそのまま分析し、**そこから何かを主張することは統計学的には正当化できない(なぜなら、見かけの相関が存在するリスクが高いからだ)**」という事なのである。

本来なら、統計学では慣例的に、今回の分科会データの様な単位根過程の帰無仮説が棄却されない時系列データについては、「1) 差分を取って、2) その差分について単位根過程検定を行い、単位根である帰無仮説が棄却された場合に限り、統計的分析を行う事が正当化される」というプロセスを経るのが一般的なのである。

- ・「自粛により新規感染者数が減少傾向になれば自粛の効果が無い」ことを前提にしているが、自粛に関わらず新規感染者数が増加傾向にあっても自粛によりその増加率を抑えることができれば効果があるといえる (p.8)

過程である。)が採択されるわけではない。)、自粛(移動量の減少)により新規陽性者数が減少傾向になれば自粛の効果が無いことを前提にしているようでもあるが、自粛にかかわらず新規陽性者数が増加傾向にあっても自粛によりその増加率を抑えること(医療崩壊となる感染爆発を防ぐこと)ができれば効果があるといえるのであって(乙32・2頁(7頁)図表2参照、被告準備書面

⇒我々の分析について完全な誤解に基づく完全に間違った主張である。

そもそも、我々は実効再生産数で分析しているのであって、新規陽性者数が増加しているか減少しているのかを問題にしているのではない。時短や自粛が、実効再生産数を引き下げるかどうかを分析しているのである(そして、実効再生産数は増加率の一種である)。

東京都が上記で言う様に「自粛により新規陽性者数が減少傾向になれば自粛の効果が無い事を前提にしている」などという事は、我々は断じてしていないのである。