

# 一物一価の法則についての実証分析—メキシコ国内 35 都市のケース—

二松学舎大学 咲川 可央子

中京大学 増田 淳矢

愛知学院大学 野村 友和

## 1. はじめに

本稿では、メキシコ国内 35 都市間で一物一価の法則が成立しているかどうかについて、個別の財・サービスの価格データを用いて実証的に検証する。一物一価の法則は、国際経済学の教科書で必ず取り扱われる重要なトピックである。近年、データが整備されると同時に計量的手法が発展し、この分野についての実証分析が進められてきた。国際間、及び 1 国内の都市間を対象に分析した様々な既存研究がある<sup>1</sup>が、メキシコ 1 国内の都市間を対象にした分析は少ない。

本稿では、1.メキシコの都市間の絶対的な価格差はどの程度か、2. 価格差は時間と共にどのように変遷しているのか、3. 価格差はどのような要因によるものなのか、4. 長期的に一物一価の法則が成立しているかどうか、5. 成立している地域はどこか、について分析を行っている。筆者たちが知る限り、メキシコにおける個別の財・サービスに関して一物一価の法則が成立しているかどうかを分析した既存研究は存在せず、本研究の新たな貢献である。

また、メキシコは 1994 年の北米自由貿易協定 (NAFTA) によって、米国と経済統合を進めた国である。本研究では、分析期間 (1982 年～2015 年) を NAFTA 発効の前後に分けて分析し、結果にどのような違いがあるかにも注目する。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節で一物一価の法則の諸概念を整理する。第 3 節で既存研究を紹介する。第 4 節で分析方法、第 5 節で使用したデータの説明をする。第 6 節で分析結果を提示し、結果について考察する。

## 2. 一物一価に関する概念の整理

ここで、一物一価にかかわる諸概念について整理しておこう。一物一価とは、同一の財はどのような場所でも同じ価格で取引されることである。完全競争市場においては裁定がはたらくため、一物一価が成立する。一方、現実の経済においては、情報の不完全性や、輸送

---

<sup>1</sup> 例えば、先駆的な研究として Persley and Wei (1996)が米国 1 国内の価格差について分析している。Goldberg and Verboven (2003)は EU5 か国間の自動車価格の差について、Ceglowski (2003)がカナダ 1 国内の価格差について分析している。

費用などの存在によって、文字通りの意味で一物一価が成立することは希である。そのため、一定の条件の下では一物一価が成立するのかについて、これまでに多くの実証研究が行われてきた。

いま、ある財の価格 $p_{it}$ は、すべての都市に共通の要因 $\bar{p}_t$ と、輸送費用などを反映した都市固有の要因 $\mu_i$ とで決定されているとする。なお、 $p_{it}$ と $\bar{p}_t$ は対数で示される。

$$p_{it} = \bar{p}_t + \mu_i$$

ここで、添字の  $i$  は都市を、 $t$  は時間を表すものとする。 $\mu_i$ が時間を通じて一定であれば、 $t$  時点における  $i=1,2$  都市間の相対価格は、

$$p_{1t} - p_{2t} = \mu_1 - \mu_2$$

と表されるため、時間を通じて変化しない。したがって、財の価格にすべての都市に共通の要因が含まれ、都市固有の要因が時間を通じて変化しなければ、都市間には価格の差が生じるものの、相対価格は時間を通じて一定となる。このような状態を、相対的な一物一価が成立しているという。

現実には、財の価格は都市特有のショックによっても変動するため、厳密な意味では相対的な一物一価は成立しない。都市特有のショック $\epsilon_{it}$ を考慮して、財の価格は以下のように決定されるとしよう。

$$p_{it} = \bar{p}_t + \mu_i + \epsilon_{it}$$

すると、 $t$  時点における  $i=1,2$  都市間の相対価格は、以下のように表される。

$$p_{1t} - p_{2t} = (\mu_1 - \mu_2) + (\epsilon_{1t} - \epsilon_{2t})$$

ここで、右辺第一項は時間を通じて変化しない都市特有の要因による価格差であり、第二項は都市固有のショックによる価格差である。

都市特有のショックが永続的ではなく、右辺第二項が定常過程であれば、相対価格は一時的には右辺第一項の値と乖離することがあるが、その平均は右辺第一項の値になる。このような状態を、長期的に相対的な一物一価が成立するという。ただし、都市特有のショックが存在しているため、各期の相対価格は変動していることになる。あくまで長期的な一物一価というのは相対価格の平均が一定であり、相対価格の分散の値が発散しない状態のことを指す。

### 3. 既存研究と本研究の位置づけ

長期的な一物一価は、相対価格の定常性を検定することにより実証されてきた。そのため、一物一価に関する実証分析は、計量経済学の時系列分析の手法の発展とともに蓄積されてきた。特に、二国間の為替レートが一物一価に基づいて決定されるという、購買力平価仮説に関して多くの実証研究が行われてきた。また、長期的な一物一価の成立は、地域間の市場が統合していることを示唆していると考えられる。そのため、一物一価の検証から、市場統合についての含意を見いだす研究もある。こうした研究では、より一物一価に近い状態にある方が、地域間の市場統合が進展していると見なされる。

メキシコに関連した研究では、メキシコと米国やカナダとの間で長期的な一物一価が成立するかどうかを検証することで、北米自由貿易協定 (NAFTA) の発効を契機に 3 か国間の市場統合が進展したかどうかを議論したものがいくつかある。たとえば、Susanto, Rosson III, and Adcock (2008) は、1998 年から 2006 年までの期間に、メキシコ、米国、カナダの 10 都市におけるタマネギの価格を分析し、NAFTA に加盟した 3 か国の中で価格の収束が生じているという結果を得ている。また、期間を前半 (1998 年から 2002 年まで) と後半 (2003 年から 2006 年まで) に分けて分析を行った結果、後半の方が価格の収束速度が速く、この時期に市場統合が進んだとしている。Bao, Fullerton and Lien (2009) は、米国側の国境都市エル・パソとメキシコ側の国境都市シウダ・フアレスの 2 都市間で、1997 年から 2005 年において国際フランチャイズレストランの 8 種類の同一メニューの価格について一物一価の法則が成立するかを検証している。彼らは、両都市の相対価格が定常過程であることを示し、メキシコと米国との間には、国境を越えて長期的な一物一価が成立しているという結論を導いている。Jaramillo, Yunez, and Serrano (2015) は、NAFTA が発効する前後の米国とメキシコとの農産物市場に注目している。彼らは、1981 年から 2010 年までの両国におけるトウモロコシ、サトウモロコシ、小麦の価格が、共和分関係にあることを示し、両国間で農産物の長期的な一物一価が成立していると結論づけている。また、彼らは、誤差修正モデルにより価格が一物一価に向かう速度を推定することで、NAFTA 発効後に両国間でトウモロコシとサトウモロコシの価格の調整速度が増したことを示し、NAFTA 発行後に両国間の市場統合が進展したとしている。

一方で、メキシコ国内について、一物一価が成立しているかどうかを分析した研究は少ない。Sonora (2005) は、1982 年から 2000 年までの期間で、メキシコ・シティを基準とした各都市の相対的 CPI が定常であるかどうかを検証している。彼の分析では、個別の都市の相対的 CPI が単位根をもつという帰無仮説は概ね棄却されなかった<sup>2</sup>。しかし、19 年間の月次データは単位根を棄却するためには必ずしも十分ではないことから、彼はパネル単位

---

<sup>2</sup> ADF 検定では 34 本の相対 CPI の時系列中 11 本が定常、KPSS 検定では全て非定常であった。

根検定により検出力を高めようと試みた。パネル単位根検定では、すべての都市の相対的 CPI が単位根をもつという帰無仮説は棄却され、メキシコの都市間で一物一価が支持されると結論付けられている。

Sonora (2005)が用いたパネル単位根検定の問題は、Vargas-Téllez (2008)が指摘するように、一物一価に関する含意が曖昧となることである。LL 検定では全ての都市の構造が同じであると仮定して推定を行っている。このため都市の構造に違いがある場合には検定結果を信用することは出来ない。IPS 検定では、すべての都市における相対的 CPI が単位根を持つという帰無仮説を、少なくとも一都市の相対的 CPI は定常過程であるという対立仮説に対して検定する。すなわち、帰無仮説が棄却されても、相対的 CPI がどの都市において定常であるかということや、いくつの都市において定常であるかは明らかではない。

また、一物一価の検証に CPI を用いることにも問題がある。それは、CPI のバスケットには都市間で取引されず裁定が生じないようなサービス財が含まれ、集計バイアスが生じる可能性があるためである。Sonora (2005)は集計バイアスを避けるため、CPI のバスケットを一次産品、工業製品、サービスに分けて分析を行い、工業製品の価格の収束速度が相対的に速いことを示しているが、より詳細な分類を行うのが望ましい。実際に Robertson et al (2009)は、異なるレベルで集計された CPI を用いて分析結果を比較し、集計により一物一価を支持する結果が得られにくくなることを示している。

本研究では、メキシコ全州を網羅する 35 都市における価格データを用いて、一物一価の法則が成立しているかどうかを検証する。その際、集計バイアスの問題が生じないよう、集計された CPI ではなく、分類の最小単位で 5 つの財の価格について分析を行う。また、パネル単位根検定よりも直感的な解釈が可能な分散分解を行い、相対価格の定常性の検定では明らかにならない都市間の絶対的な価格差を明示的に扱う。さらに、1994 年 1 月の NAFTA の発効に鑑みて、分析期間を NAFTA の発効前 (1982 年から 1993 年まで) と発効後半 (1994 年から 2015 年まで) に分けて分析を行い、価格差の要因や都市間の価格の長期的な関係が NAFTA 発効前後でどのように異なるかに注目する。

## 4. 分析方法

### 4-1. モデル

t 期、i 都市のある財の価格 ( $P_{it}$ ) は、時間を通じて一定の都市特有の価格 ( $\mu_i$ ) と、t 期に生じた都市共通のマクロショック ( $M_t^3$ ) がそれぞれの都市に伝達 ( $\rho_i^4$ ) して生じる変動

---

<sup>3</sup> マクロショックは、輸入品であれば輸入価格の変動、工業製品であれば原材料費の変動等が想定される。また、全地域に影響する需要ショック(例えばテレビに取り上げられた影響で一時的にその製品がブームになるなど)もマクロショックに含まれる。

<sup>4</sup> 転嫁率 $\rho_i$ は都市によって異なる。例えば輸入製品の場合、輸入価格は一定であるものの港からその都市まで輸送するコストは異なる。よって、輸入価格が上昇しても、価格は必

$(\rho_i M_t)$  と、 $t$  期  $i$  都市における個別のショック ( $\epsilon_{it}$ ) から成ると仮定する。

$$P_{it} = \mu_i + \rho_i M_t + \epsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

なお、 $P_{it}$  は対数値である。また、都市間で誤差項に相関はないと仮定する ( $E[\epsilon_{it}\epsilon_{jt}] = 0, i \neq j$ )。

(1) 式を  $i$  に関して集計して  $N$  で割ると、

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^n P_{it} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \mu_i + M_t \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \rho_i + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \epsilon_{it} \quad t = 1, \dots, T$$

$$\bar{P}_t = \bar{\mu} + \bar{\rho} M_t + \bar{\epsilon}_t \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

ただし、 $\bar{P}_t$ 、 $\bar{\mu}$ 、 $\bar{\rho}$ 、 $\bar{\epsilon}_t$  はそれぞれ  $P_{it}$ 、 $\mu_i$ 、 $\rho_i$ 、 $\epsilon_{it}$  の平均値、すなわち、 $\bar{P}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n P_{it}$ 、 $\bar{\mu} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \mu_i$ 、 $\bar{\rho} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \rho_i$ 、 $\bar{\epsilon}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \epsilon_{it}$  である。 $t$  期の (都市間の) 平均価格 ( $\bar{P}_t$ ) は、都市特有の価格の (都市間の) 平均 ( $\bar{\mu}$ ) と、 $t$  期に生じた都市共通のマクロショック ( $M_t$ ) が各都市に平均的に伝達 ( $\bar{\rho}$ ) して生じる変動 ( $\bar{\rho} M_t$ ) と、 $t$  期における個別のショックの (都市間の) 平均 ( $\bar{\epsilon}_t$ ) で表される。さらに  $N$  が十分に大きければ  $\bar{\epsilon}_t$  は  $0$  と見なすことが出来る。つまり、 $\bar{P}_t$  は都市共通のマクロショックと比例的である。

(2) 式の両辺に  $\frac{\rho_i}{\bar{\rho}}$  を掛ける (よって、 $\bar{\rho} \neq 0$  を仮定する)。

$$\frac{\rho_i}{\bar{\rho}} \bar{P}_t = \frac{\rho_i}{\bar{\rho}} \bar{\mu} + \rho_i M_t + \frac{\rho_i}{\bar{\rho}} \bar{\epsilon}_t \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

(1) 式から (3) 式を引く。

$$P_{it} - \frac{\rho_i}{\bar{\rho}} \bar{P}_t = \mu_i - \frac{\rho_i}{\bar{\rho}} \bar{\mu} + \epsilon_{it} - \frac{\rho_i}{\bar{\rho}} \bar{\epsilon}_t \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

整理すると、

$$P_{it} = \mu'_i + \rho'_i \bar{P}_t + \epsilon'_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

---

ずしも各都市において同じ比率で上昇しない。輸送費用や販売費用等が異なる場合には  $\rho_i$  は異なる。

ただし、 $\mu'_i = \mu_i - \frac{\rho_i}{\bar{\rho}} \bar{\mu}$ 、 $\rho'_i = \frac{\rho_i}{\bar{\rho}}$ 、 $\epsilon'_{it} = \epsilon_{it} - \frac{\rho_i}{\bar{\rho}} \bar{\epsilon}_t$ である。また、 $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \mu'_i = 0$ 、 $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \rho'_i = 1$ 、 $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \epsilon'_{it} = 0$ 、が成立する。すなわち、 $t$  期における  $i$  都市の価格 ( $P_{it}$ ) は、その期間に変わらない  $i$  都市特有な価格構造 ( $\mu'_i$ ) と都市の平均価格 ( $\rho'_i \bar{P}_t$ ) と  $t$  期  $i$  都市における個別のショック ( $\epsilon'_{it}$ ) で表される。 $N$  が十分に大きければ  $\bar{\epsilon}_t$  は 0 に収束するため  $\bar{P}_t$  とマクロショック  $M_t$  は 1 次関数で表すことが出来る。このため  $\bar{P}_t$  をマクロショックの代理変数と見なせる。(4)式は  $t$  期の  $i$  番目の都市の価格は全都市共通なマクロショックとその都市固有のショックの和に等しいことを意味している。

#### 4-2. 分散分解

全ての都市で価格が均一であれば、(4)式において  $\mu'_i = 0$ 、 $\rho'_i = 1$ 、 $V(\epsilon'_{it}) = 0$  であり、 $V_t(P_{it}) = 0$  が成立する。ただし、 $V_t$  は  $t$  期の分散 ( $t$  時点の都市間の価格のばらつき) を示す。実際に価格が全都市で完全に均一となり、 $V_t(P_{it}) = 0$  が成立することは公定価格制度などで価格が統制されていない限り稀であるが、 $V_t(P_{it})$  が小さい値を取るほど一物一価の状態に近いことを意味する。(4)式を用いて価格の分散を計算すると以下ようになる。

$$V_t(P_{it}) = V_t(\mu'_i) + V_t(\rho'_i \bar{P}_t) + V_t(\epsilon'_{it}) + 2Cov_t(\mu'_i, \rho'_i \bar{P}_t) + 2Cov_t(\mu'_i, \epsilon'_{it}) + 2Cov_t(\rho'_i \bar{P}_t, \epsilon'_{it})$$

誤差項とパラメータの相関の期待値は 0 なので、最後の 2 項は考慮しない。よって、以下の式が成立する。

$$\underbrace{V_t(P_{it})}_{\text{「全変動」}} \cong \underbrace{V_t(\mu'_i) + V_t(\rho'_i \bar{P}_t) + 2Cov_t(\mu'_i, \rho'_i \bar{P}_t)}_{\text{「不変都市効果」}} + \underbrace{V_t(\epsilon'_{it})}_{\text{「相対変動効果」}} \quad (5)$$

(5)式の左辺は都市間の価格の分散  $V_t(P_{it})$  であり、これを「全変動」と呼ぶ。この式は、「全変動」が、時間を通じて変化しない都市特有の価格のばらつきと、それ以外の要因に分解されることを示している。(5)式右辺の最初の 3 項は時間を通じて一定の都市固有な特徴による価格差を示し、ここでは「不変都市効果」と呼ぶ。「不変都市効果」は期間を経ても消えず、残り続ける価格差である。「不変都市効果」は変動しないのに対し、最後の 1 項は各期に違った値を取り、全体で見ると各期の価格差の指標になっている。この項を「相対変動効果」と呼ぶ。「相対変動効果」は誤差項の分散であり、誤差項が定常であれば一定の値を取る。「相対変動効果」がゼロである場合、相対価格は期間を通じて一定となるが、この「相対変動効果」があるため相対価格が変動する。

Sonora (2005) や Vargas-Téllez (2008) といったメキシコの一物一価に関する既存研究が行っているのは、相対的な一物一価の検証であり、都市間における絶対的な価格差について

は分析されていない。本研究は、価格の分散を「不変都市効果」と「相対変動効果」に分解することにより、都市における絶対的な価格差についても分析する。相対価格の変動だけではなく、価格そのものの変動を分析して一物一価が成立しているかどうか検証可能になった。なお、「不変都市効果」と「相対変動効果」を合わせた(5)式左辺の価格の分散 $V_t(P_{it})$ を「全変動」と呼ぶ。

#### 4-3. 単位根検定と共和分検定

誤差項 $\epsilon'_{it}$ に単位根がなく定常であるならば、前節の分散分解の結果は誤差項がエルゴード性を満たすため、時系列データを利用して推定することが可能になる。一方で、誤差項に単位根が存在する場合には、時系列データを利用して誤差項の分散(相対変動効果)を推定することは出来ない。クロスセクションでの変動を利用して相対変動効果を推定することは可能であるが、この場合、相対変動効果は時点によって大きく値が変わることになる。そのため、安定的な結果を得るためには誤差項が定常であることを必要とする。誤差項が安定的な場合には相対価格が長期的に一定であるとして「長期的な一物一価が成立している」と判断される。「長期的な一物一価が成立している」というのは、価格差の期待値が 0 であり、その分散が発散せず安定的であることを意味している。このため定常だったとしても「不変都市効果」と「相対変動効果」は 0 ではなく価格差は存在する。さらに価格差の期待値(長期的な価格差)で判断しても「不変都市効果」は存在するため、必ずしも絶対的な意味で「一物一価」が成立しているわけではない。価格 $P_{it}$ に単位根がなければ誤差項 $\epsilon'_{it}$ も単位根を持ち得ない。よって、まず価格 $P_{it}$ に単位根検定をして<sup>5</sup>、その結果を踏まえ、誤差項 $\epsilon'_{it}$ に単位根検定を行う。

一般的に<sup>6</sup>、データの時系列が短い場合、検出力を増すためにパネル分析が使用される。しかし、本分析のサンプルサイズは期間全体で 402、前半と後半に分けても十分な大きさである。また、代表的なパネル単位根検定の LLC 検定では都市の差異を認めておらず都市に差異がある場合には適応できない。一部の都市だけ定常であったとしても全部の都市が定常と間違えて判断する可能性がある。また、IPS 検定では、価格が定常の都市がある程度あれば帰無仮説は棄却され、「単位根なし」の対立仮説が採択される。つまり、パネルの単位根検定で定常と判断されても全都市が定常なわけではない。パネル単位根検定を利用して長期的な一物一価を検証する場合は、仮説が成立するという検証結果が得られても一部の都市だけで一物一価が成立しているのか全ての都市で一物一価が成立しているかは判断することが出来ない。一部の都市でのみ長期的な一物一価が成立していたとしてもそれは国として成立しているものではない。本研究では、長期的な一物一価が成立している都市の数に

---

<sup>5</sup> 結果は Appendix に示す

<sup>6</sup> パネルの非定常分析の場合には T 一致性を要する検定がほとんどのため、T は相当程度長いことが要求される。

着目してどの程度の広範囲に成り立っているかどうかを検証する。期間前半と後半で長期的な一物一価が成り立つ都市がどの程度増えたかを検証して、一物一価が近年ほど成立しやすいかどうかの検証もあわせて行う。このような検証を行うため、パネル時系列分析ではなく 1 変量の通常の方法を利用する。

最初に価格に単位根があるかどうかを検証する。価格自体が定常であれば、どれだけ価格差があったとしても「長期的に一物一価が成立」と判断されるのでその検証を行っている。この単位根検定では以下の ADF 検定を行う。なお確定項である定数項もしくはトレンドについては省略している。

$$\Delta P_{it} = \delta_i P_{it-1} + e_t \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

(6)式において、帰無仮説と対立仮説は、

H0:  $\delta_i = 0$ 、単位根あり

H1:  $\delta_i < 0$ 、単位根なし

であり、帰無仮説が棄却されて対立仮説が採択されると、価格が定常過程という結果となる。定数項なし、定数項あり、定数項とトレンドあり、の 3 つの定式化で検定を行う。

その後、(7)式を OLS にてパネルデータではなく時系列データとして推定を行う。

$$P_{it} = \mu'_i + \rho'_i \bar{P}_t + \epsilon'_{it} \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

もし、価格が単位根を持つと判断された場合に共和分がないと、(7)の推定は安定的ではなくなってしまう。また、共和分が存在すれば「長期的に一物一価が成立」と判断されるのでその検証を行う必要がある。共和分の検証は(7)の残差に対して単位根検定を行う。上記と同じ理由により、パネル共和分検定ではなく、通常の Engel-Granger 検定を行う。

$$\Delta \epsilon'_{it} = \varphi_i \epsilon'_{it} + e_t \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$$

(8)式において、帰無仮説と対立仮説は、

H0:  $\varphi_i = 0$ 、単位根あり

H1:  $\varphi_i < 0$ 、単位根なし

であり、帰無仮説が棄却されて対立仮説が採択されると、各都市の価格と平均価格の間には共和分関係があるという結果となる。

## 5. データ

本研究で用いるデータは、1982 年 1 月から 2015 年 6 月までの国内 35 都市における月



次の CPI である。また、メキシコ中央銀行から入手した 2011 年 1 月の各都市における財の価格を用いて、都市間の絶対的な価格差が分析できるように、価格時系列データを構築した<sup>7</sup>。

本研究が分析対象とする財は、バナナ、タマネギ、ビール、石鹼、散髪の 5 財である。農産物であるバナナ、タマネギは腐敗しやすいため、移動や保管の費用が高い。そのため、裁定ははたらくにくく、都市間の価格差が大きいことが想定される。それに対して、石鹼とビールは、移動や保管の費用が低く、都市間の価格差が小さいことが想定される。またサービス財である散髪は、輸送することが出来ないため、都市間で価格差が大きいことが想定される。

## 6. 結果

### 6-1. 価格差の縮小

グラフ 1 に 35 都市における価格の動向を示す。「散髪」の都市間の価格差は比較的大きく、「ビール」の価格差は小さい。「散髪」は裁定の働きにくいサービス財であり、「ビール」は腐敗しないため、移動や保管の費用が低いことを考慮すると、直感と整合的な結果である。いずれの財も、期間後半に都市間の価格差は小さくなっていることが注目される。

グラフ 2 に 35 都市の価格の分散、全変動を示す。「散髪」と「タマネギ」の全変動は比較的大きく、「ビール」の全変動は小さい。「タマネギ」の全変動の動きは分析期間前半非常に大きい、後半は比較的安定している。いずれの財も、分析期間後半に全変動は小さくなっている。なお、1994 年後半から 1995 年にかけて全変動に急上昇の傾向が見られるが、これは 1994 年 12 月に発生した金融危機「テキーラ・ショック」の影響であると考えられる。

表 1 に全変動を前半と後半に分けて示す。各期間の全変動の平均値は、明らかに後半の方が低い。

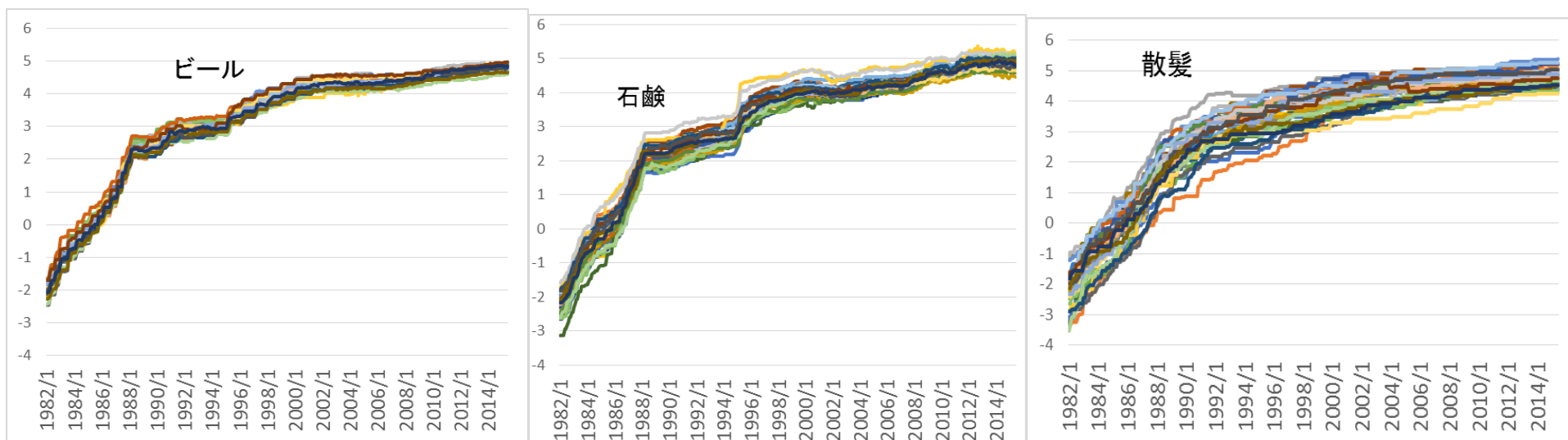
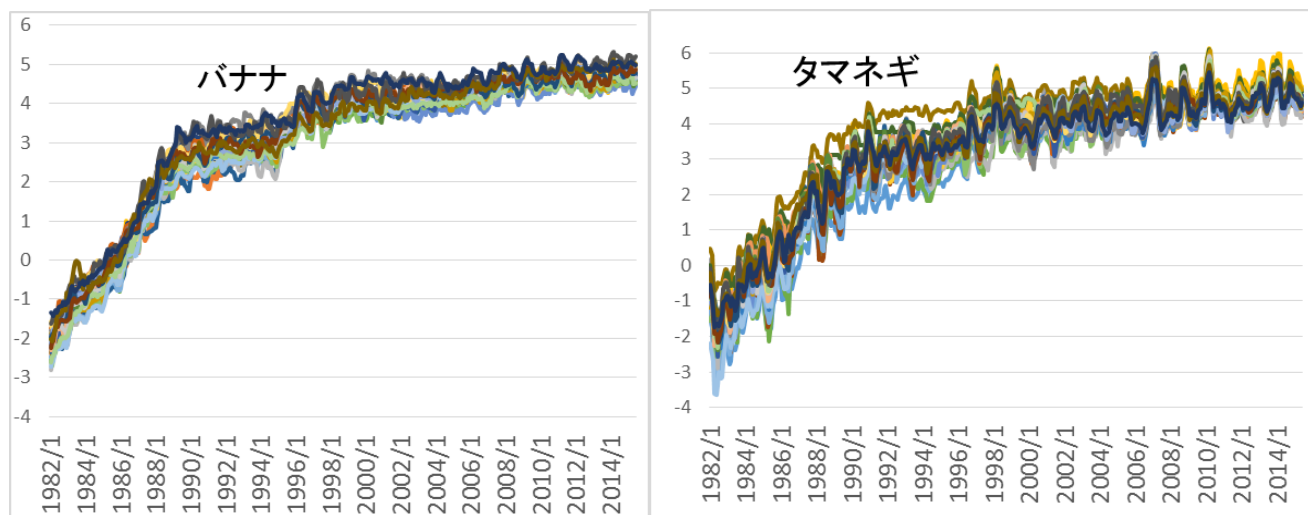
以上のように、ここで分析した 5 財については、35 都市間の価格のばらつきは分析期間後半に縮小していることが明らかとなった。

表 1. 期間別全変動

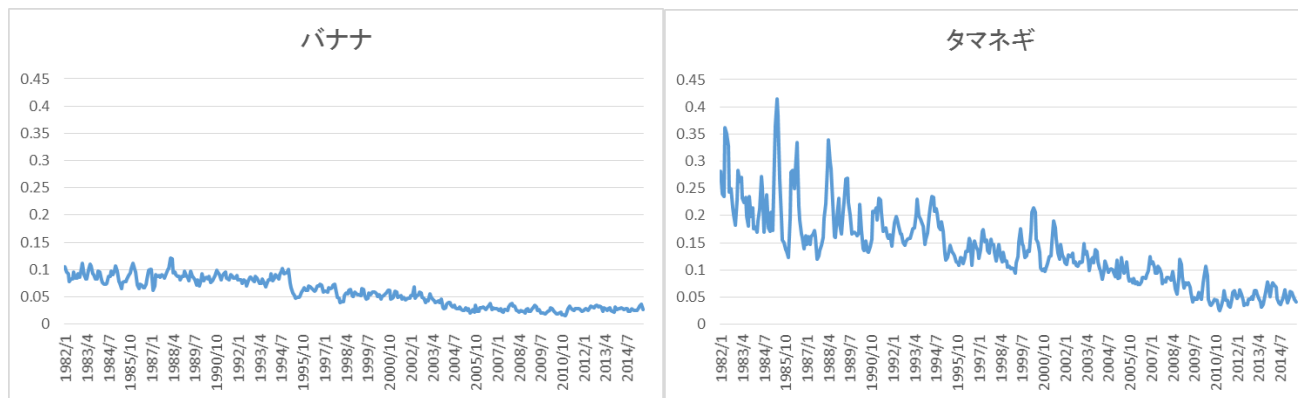
全変動(平均)	バナナ	タマネギ	ビール	石鹼	散髪
全期間	0.0578	0.1377	0.0203	0.0565	0.1867
前半(1982~1993)	0.0864	0.2022	0.0294	0.0917	0.2767
後半(1994~2015)	0.0418	0.1017	0.0152	0.0368	0.1364

<sup>7</sup> データや価格時系列データの構築方法の詳細は、咲川（2013）を参照されたい。

グラフ 1. 35 都市における価格：1982 年 1 月-2015 年 6 月



グラフ 2. 全変動：1982年1月-2015年6月



## 6-2. 分散分解

前節において、メキシコ 35 都市間の価格差が縮小していることが明らかとなった。ここでは、どのような要因が価格差縮小に貢献しているかを明らかにするため、全変動を「不変都市効果」と「相対変動効果」に分解した結果を表 2 に示す。

いずれの財においても、「不変都市効果」が「相対変動効果」よりも大きく、全変動の 7 割から 9 割を説明している。すなわち、時間を通じて一定の都市固有の特徴による価格差が、メキシコの都市間の価格差の大部分を説明している。

さらに、期間後半には、「不変都市効果」が大きく低下している。90 年代以降、メキシコで裁定が働きやすくなったと考えられる。裁定を妨げる主な要因は、輸送コスト、情報コスト、非貿易コスト、不完全競争、参入障壁、流通部門の非効率性などが挙げられる<sup>8</sup>。大統領教書の統計によると、メキシコの道路は 1980 年に約 212,000km、1990 年には約 240,000km、2000 年に約 323,000km、2010 年には約 372,000km と延長しており、1990 年代以降に道路インフラ整備が顕著である<sup>9</sup>。1990 年代以降、道路インフラが急速に整備されることにより輸送コストが低下し、裁定が働きやすくなった可能性がある。また、メキシコでは市場や食料雑貨店など伝統的流通網が根強いが、NAFTA 施行後は外資小売り企業が進出し、近年はウォールマートなどのスーパーマーケットチェーンや OXXO やセブン・イレブンなどのコンビニ・チェーンが各地に展開されている。こうしたチェーン店同士では、同様な価格をつける傾向があると考えられるため、「不変都市効果」の低下に貢献している可能性がある。また、こうした近代的な小売り店舗の全国的な普及に伴い、効率的に商品が運ばれる近代的な流通ネットワークが整備されてきている。

「不変都市効果」が期間後半に低下した理由の検証については、本稿の域を超えるので、別稿で改めて行いたい。いずれにせよ、「不変都市効果」の低下が、前節で確認された期間後半の全変動低下に大きく貢献していることは明らかである。貢献度の低い「相対変動効果」は期間後半に多少低下しているものの、「不変都市効果」ほどの低下ではないため、「不変都市効果」が全変動に占める割合は期間前半よりも後半に低下している。

---

<sup>8</sup> 咲川（2013）を参照されたい。

<sup>9</sup> 1980 年及び 1990 年の数値は 1er informe de gobierno 2001、2000 年及び 2010 年の数値は同 2012 の統計資料によるもの

表 2: 全変動の分解: 「不変都市効果」と「相対変動効果」

バナナ	数値		割合	
	不変都市効果	相対変動効果	不変都市効果	相対変動効果
全期間	0.0390	0.0187	68%	32%
前半(1982~1993)	0.0706	0.0158	82%	18%
後半(1994~2015)	0.0294	0.0124	70%	30%

タマネギ	数値		割合	
	不変都市効果	相対変動効果	不変都市効果	相対変動効果
全期間	0.0983	0.0394	71%	29%
前半(1982~1993)	0.1628	0.0395	80%	20%
後半(1994~2015)	0.0760	0.0256	75%	25%

ビール	数値		割合	
	不変都市効果	相対変動効果	不変都市効果	相対変動効果
全期間	0.0159	0.0043	79%	21%
前半(1982~1993)	0.0261	0.0033	89%	11%
後半(1994~2015)	0.0127	0.0025	84%	16%

石鹸	数値		割合	
	不変都市効果	相対変動効果	不変都市効果	相対変動効果
全期間	0.0492	0.0072	87%	13%
前半(1982~1993)	0.0862	0.0054	94%	6%
後半(1994~2015)	0.0325	0.0043	88%	12%

散髪	数値		割合	
	不変都市効果	相対変動効果	不変都市効果	相対変動効果
全期間	0.1597	0.0269	86%	14%
前半(1982~1993)	0.2544	0.0223	92%	8%
後半(1994~2015)	0.1263	0.0101	93%	7%

### 6-3. 共和分分析

表 3 に Engel-Granger 検定の結果を示す。35 都市中、平均価格と共和分関係にある価格を有する都市の数(つまり、長期的な一物一価が成立している都市の数)が示されている。全期間 10%有意水準では、20%から 30%の割合の都市が平均価格と共和分関係がある。例外はタマネギで、35 都市中 20 都市の価格が平均価格と共和分関係を持つという結果である。もし、財の価格が単一のマクロショックで説明可能であるならば、全都市で共和分関係が発生していることになるが、明らかにそのようになっていない。タマネギについてはより多く

の都市で共和分が観察されるがそれでも全ての都市で共和分関係があるわけではない。このことはメキシコの多くの都市で相対価格の安定性が低いことを意味している。ただし、グラフ 1 で明らかに多くの価格は連動しており、この共和分検定の結果と矛盾が生じている。今回のモデルでは価格の平均 $\bar{P}_t$ を説明変数としている。この $\bar{P}_t$ の変動に比して残差の変動が低いためグラフ 1 では価格が連動して見える。このように、グラフ 1 では明らかに都市間の価格は連動して見えるものの、共和分検定においてはいくつかの都市では平均価格とある程度の乖離が生じており、その乖離は収束しない。ただし、その都市間の価格の乖離は平均 $\bar{P}_t$ の変動と比較して小さく、都市間の価格の乖離がある一定以上になっていない。

分析期間を前半と後半に分けると、興味深い結果が得られた。全ての財において、平均価格と「共和分あり」の都市の数が、前半よりも後半で多くなっている。後半に都市の価格の乖離が前半と比べ安定的になったことを示唆している。前半では都市間の価格に乖離が生じたとしても収束せずランダムに動くことが多かった。それに対して後半では価格が乖離したとしても平均価格に収束する都市が増えた。前半に比べ、後半では価格の乖離する水準が小さくなっているだけでなく、価格が乖離したとしても収束しやすくなっているのである。

表 3: 財別の共和分検定 (Engle-Granger 検定) 結果

バナナ		数	割合
全期間	1%有意	1	3%
	5%有意	5	14%
	10%有意	9	26%
	共和分無し	26	74%
	合計	35	100%
前半(1982~1993)	1%有意	0	0%
	5%有意	1	3%
	10%有意	4	11%
	共和分無し	31	89%
	合計	35	100%
後半(1994~2015)	1%有意	1	3%
	5%有意	5	14%
	10%有意	8	23%
	共和分無し	27	77%
	合計	35	100%

タマネギ		数	割合
全期間	1%有意	1	3%
	5%有意	18	51%
	10%有意	20	57%
	共和分無し	15	43%
	合計	35	100%
前半(1982～1993)	1%有意	0	0%
	5%有意	3	9%
	10%有意	10	29%
	共和分無し	25	71%
	合計	35	100%
後半(1994～2015)	1%有意	3	9%
	5%有意	10	29%
	10%有意	12	34%
	共和分無し	23	66%
	合計	35	100%

ビール		数	割合
全期間	1%有意	1	3%
	5%有意	3	9%
	10%有意	9	26%
	共和分無し	26	74%
	合計	35	100%
前半(1982～1993)	1%有意	0	0%
	5%有意	4	11%
	10%有意	7	20%
	共和分無し	28	80%
	合計	35	100%
後半(1994～2015)	1%有意	2	6%
	5%有意	6	17%
	10%有意	9	26%
	共和分無し	26	74%
	合計	35	100%

石鹼		数	割合
全期間	1%有意	2	6%
	5%有意	5	14%
	10%有意	9	26%
	共和分無し	26	74%
	合計	35	100%
前半(1982～1993)	1%有意	1	3%
	5%有意	4	11%
	10%有意	5	14%
	共和分無し	30	86%
	合計	35	100%
後半(1994～2015)	1%有意	1	3%
	5%有意	7	20%
	10%有意	11	31%
	共和分無し	24	69%
	合計	35	100%

散髪		数	割合
全期間	1%有意	1	3%
	5%有意	5	14%
	10%有意	8	23%
	共和分無し	27	77%
	合計	35	100%
前半(1982～1993)	1%有意	1	3%
	5%有意	1	3%
	10%有意	1	3%
	共和分無し	34	97%
	合計	35	100%
後半(1994～2015)	1%有意	2	6%
	5%有意	6	17%
	10%有意	7	20%
	共和分無し	28	80%
	合計	35	100%

価格がメキシコ全体の平均価格と収束しやすい(共和分関係にある)都市がどこの地域に属するかを確認するため、表4に地域別のEngel-Granger検定の結果を示す。各地域に属する都市の価格がメキシコ全体の平均価格と共和分関係にある<sup>10</sup>財の数を示す。例えば、12都市を含む北部地域では、前半に「共和分あり」の財数が5財であったのが、後半には16財に増加している。12都市ごとに5財の合計60の結果に占める「共和分あり」の財の割合は前半に8%だったのが後半に27%に上昇している。他にも、中一北部、湾岸、南部地域で後半に「共和分あり」の財の数が上昇している。太平洋地域のみ後半に「共和分あり」の財の数が減少している。北部、中一北部、湾岸、南部地域において、より多くの財で長期的に一物一価の法則が成立するようになった。

<sup>10</sup> 10%有意水準



表 4. 地域別の共和分検定（Engle-Granger 検定）結果

地域 (地域に含まれる都市の数)	数			割合		
	全期間	前半	後半	全期間	前半	後半
首都地域 (2)	0	2	2	0%	20%	20%
北部地域 (12)	18	5	16	30%	8%	27%
中-北部地域 (5)	8	3	8	32%	12%	32%
中部地域 (2)	3	2	2	30%	20%	20%
太平洋地域 (4)	7	6	3	35%	30%	15%
湾岸地域 (5)	9	3	7	36%	12%	28%
南部地域 (5)	10	6	8	40%	24%	32%

## 7. 結語

本稿では、メキシコ国内 35 都市間で一物一価の法則が成立するかどうかについて、実証的に分析した。メキシコ中央銀行の協力により、価格原データを入手し、1982 年 1 月から 2015 年 6 月までの約 33.5 年という長期間の価格時系列を構築し、既存研究では取り扱われなかった個別の 5 財を取り上げ、メキシコ都市間の絶対的な価格差について分析した。また、分析期間を 1994 年前後で分け、結果の違いを確認した。その結果、以下の事が明らかとなった。

①メキシコ 35 都市間の価格差は、期間後半に縮小している。②都市間の価格差を、時間を通じて変化しない都市固有の価格差（「不変都市効果」）とそれ以外の価格差（「相対変動効果」）に分解すると、不変都市効果がメキシコの都市間の価格差の大部分を説明している。③期間後半の価格差縮小は、主に不変都市効果の低下によりもたらされた。④期間後半に、平均価格と共和分関係を有する都市の数が増えた。すなわち、期間後半に、より多くの都市で長期的に一物一価の法則が成立するようになった。⑤北部、中-北部、湾岸、南部地域で平均価格と共和分関係を有する都市の数が増えた。すなわち、これらの地域では、期間後半に、より多くの財について長期的に一物一価の法則が成立するようになった。本稿では、なぜ期間後半に都市固有の価格差が縮小しているのかについて、十分な分析をしていない。裁定を阻んでいた要因がメキシコでどのように変遷したか、一物一価にどのような効果を与えているのかについては、別稿で改めて検討したい。

## 参考文献

咲川 可央子 (2013) 「一物一価の法則は成立するかーメキシコ 35 都市 19 財の価格データの構築と検討」『経済経営研究年報』第 63 号 pp.161-184

Bao, Young, Fullerton Thomas M., and Lien, Donald. (2009) “Borderplex menu evidence for the law of one price: a convergence approach”, *Applied Economics Letters* 16, pp.1717-1720

Barrett, Chirstopher B. (2001) “Measuring Integration and Efficiency in International Agricultural Markets” *Reviews of Agricultural Economics* 23 (1), pp.19-32

Ceglowski, Janet (2003). “The law of one price: intranational evidence for Canada”, *Canadian Journal of Economics* 36(2), pp.373-400

Goldberg, Pinelopi. K and Verboven, Frank (2005). “Market integration and convergence to the Law of One Price: evidence from the European car market”, *Journal of International Economics* 65, pp.49-73

Jaramillo-Villanueva, José Luis, Yunez-Naude, Antonio, and Serrano Cote, Valeria (2015) “Spatial Integration of Mexico-U.S. Grain Markets: The Case of Maize, Sorghum and Wheat”, *forthcoming EconoQuantum*

McNew, Kevin (1996) “Spatial Market Integration: Definition, Theory, and Evidence” *Agricultural and Resource Economics Review* 25(1), pp.1-11

Parsley, David.C and Wei, Shang-Jin (1996). “Convergence to the Law of one price without trade barriers or currency fluctuations”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol.111(4), pp.1211-1236

Robertson, Raymond, Kumar, Anil, and Dutkowsky, Donald H. (2009) “Purchasing Power Parity and aggregation bias for a developing country: The case of Mexico”, *Journal of Development Economics* 90, pp.237-243

Sonora, Robert J. (2005) “City CPI Convergence in Mexico”, *Review of Development Economics* 9(3), pp.359-367

Susanto, Dwi, Rosson III, C. Parr, and Adcock, Flynn J.(2008) “Market integration and convergence to the Law of One Price in the North American Onion Markets”, *Agribusiness 24 (2)*, pp.177-191

Vargas-Télez, C.O.(2008) “Purchasing power parity across Mexican cities: a panel data analysis”, *Applied Economics 40*, pp.2891-2899

Appendix

付表 1.1 変量の単位根検定 (ADF 検定)

バナナ		レベル			階差			2階階差		
		定数項無し	定数項	定数項+トレンド	定数項無し	定数項	定数項+トレンド	定数項無し	定数項	定数項+トレンド
全期間	1%有意	0	34	0	34	24	28	0	0	0
	5%有意	0	34	6	35	33	35	0	0	0
	10%有意	0	35	13	35	35	35	0	0	0
	単位根有り	35	0	22	0	0	0	0	0	0
	合計	35	35	35	35	35	35	0	0	0
前半(1982~1993)	1%有意	0	0	0	0	0	0	35	35	35
	5%有意	0	0	0	2	0	0	35	35	35
	10%有意	0	1	0	4	1	0	35	35	35
	単位根有り	35	34	35	31	34	35	0	0	0
	合計	35	35	35	35	35	35	35	35	35
後半(1994~2015)	1%有意	0	10	15	35	33	33	0	0	0
	5%有意	0	21	26	35	35	35	0	0	0
	10%有意	0	32	31	35	35	35	0	0	0
	単位根有り	35	3	4	0	0	0	0	0	0
	合計	35	35	35	35	35	35	0	0	0

タマネギ		レベル			階差			2階階差		
		定数項無し	定数項	定数項+トレンド	定数項無し	定数項	定数項+トレンド	定数項無し	定数項	定数項+トレンド
全期間	1%有意	0	31	0	35	35	35	0	0	0
	5%有意	0	35	1	35	35	35	0	0	0
	10%有意	0	35	6	35	35	35	0	0	0
	単位根有り	35	0	29	0	0	0	0	0	0
	合計	35	35	35	35	35	35	0	0	0
前半(1982~1993)	1%有意	0	0	0	32	34	34	35	35	35
	5%有意	0	1	0	35	34	34	35	35	35
	10%有意	0	1	0	35	34	35	35	35	35
	単位根有り	35	34	35	0	1	0	0	0	0
	合計	35	35	35	35	35	35	35	35	35
後半(1994~2015)	1%有意	0	1	25	35	35	35	0	0	0
	5%有意	0	8	31	35	35	35	0	0	0
	10%有意	0	21	32	35	35	35	0	0	0
	単位根有り	35	14	3	0	0	0	0	0	0
	合計	35	35	35	35	35	35	0	0	0

ビール		レベル			階差			2階階差		
		定数項無し	定数項	定数項+トレンド	定数項無し	定数項	定数項+トレンド	定数項無し	定数項	定数項+トレンド
全期間	1%有意	0	7	0	35	23	23	0	0	0
	5%有意	0	33	0	35	35	35	0	0	0
	10%有意	0	35	0	35	35	35	0	0	0
	単位根有り	35	0	35	0	0	0	0	0	0
	合計	35	35	35	35	35	35	0	0	0
前半(1982~1993)	1%有意	0	0	0	1	0	0	35	35	34
	5%有意	0	0	0	22	1	1	35	35	35
	10%有意	0	0	0	35	4	3	35	35	35
	単位根有り	35	35	35	0	31	32	0	0	0
	合計	35	35	35	35	35	35	35	35	35
後半(1994~2015)	1%有意	0	33	28	2	4	8	35	35	35
	5%有意	0	35	34	15	8	24	35	35	35
	10%有意	0	35	34	31	19	25	35	35	35
	単位根有り	35	0	1	4	16	10	0	0	0
	合計	35	35	35	35	35	35	35	35	35

石鹸		レベル			階差			2階階差		
		定数項無し	定数項	定数項+トレンド	定数項無し	定数項	定数項+トレンド	定数項無し	定数項	定数項+トレンド
全期間	1%有意	0	11	0	34	13	15	0	0	0
	5%有意	0	34	0	35	34	34	0	0	0
	10%有意	0	35	3	35	35	35	0	0	0
	単位根有り	35	0	32	0	0	0	0	0	0
	合計	35	35	35	35	35	35	0	0	0
前半(1982~1993)	1%有意	0	0	0	0	0	0	35	34	27
	5%有意	0	0	0	5	0	2	35	35	34
	10%有意	0	1	0	24	1	3	35	35	34
	単位根有り	35	34	35	11	34	32	0	0	1
	合計	35	35	35	35	35	35	35	35	35
後半(1994~2015)	1%有意	0	12	34	27	14	8	35	35	35
	5%有意	0	25	35	35	27	22	35	35	35
	10%有意	0	32	35	35	34	29	35	35	35
	単位根有り	35	3	0	0	1	6	0	0	0
	合計	35	35	35	35	35	35	35	35	35

散髪		レベル			階差			2階階差		
		定数項無し	定数項	定数項+トレンド	定数項無し	定数項	定数項+トレンド	定数項無し	定数項	定数項+トレンド
全期間	1%有意	0	32	2	17	9	16	35	35	35
	5%有意	0	34	6	35	19	28	35	35	35
	10%有意	0	35	11	35	27	31	35	35	35
	単位根有り	35	0	24	0	8	4	0	0	0
	合計	35	35	35	35	35	35	35	35	35
前半(1982~1993)	1%有意	0	0	0	1	1	2	35	35	35
	5%有意	0	1	0	6	8	5	35	35	35
	10%有意	0	2	0	9	9	11	35	35	35
	単位根有り	35	33	35	26	26	24	0	0	0
	合計	35	35	35	35	35	35	35	35	35
後半(1994~2015)	1%有意	0	8	4	24	28	29	35	35	35
	5%有意	0	16	9	34	32	34	35	35	35
	10%有意	0	19	13	34	34	35	35	35	35
	単位根有り	35	16	22	1	1	0	0	0	0
	合計	35	35	35	35	35	35	35	35	35

付表 2. 35 都市の立地

都市	州	地域
Distrito Federal	Distrito Federal	首都
Acapulco	Guerrero	南部
Aguascalientes	Aguascalientes	中-北部
Cd. Jiménez	Chihuahua	北部
Cd. Juárez	Chihuahua	北部
Colima	Colima	太平洋
Córdoba	Veracruz	湾岸
Cortazar	Guanajuato	中-北部
Culiacán	Sinaloa	太平洋
Chetumal	Quintana Roo	湾岸
Chihuahua	Chihuahua	北部
Fresnillo	Zacatecas	中-北部
Guadalajara	Jalisco	太平洋
Hermosillo	Sonora	北部
Huatabampo	Sonora	北部
Iguala	Guerrero	南部
Jacona	Michoacan	南部
La Paz	Baja California Sur	太平洋
León	Guanajuato	中-北部
Matamoros	Tamaulipas	北部
Mérida	Yucatan	湾岸
Mexicali	Baja California	北部
Monclova	Coahuila	北部
Monterrey	Nuevo Leon	北部
Morelia	Michoacan	南部
Puebla	Puebla	中部
San Luis Potosí	San Luis Potosi	中-北部
Tampico	Tamaulipas	北部
Tapachula	Chiapas	南部
Tijuana	Baja California	北部
Toluca	Mexico	首都
Torreón	Coahuila	北部
Tulancingo	Hidalgo	中部
Veracruz	Veracruz	湾岸
Villahermosa	Tabasco	湾岸