

一橋院「開発途上地域論」第3回
情報と市場統合

2011年10月20日

有本 寛

arimotoy@ier.hit-u.ac.jp

市場統合をめぐる論点

- そもそもどれぐらい統合しているか？
- 市場の統合の阻害要因は何か？
- 市場が統合する過程で、どのような摩擦が生じたか？
- それらをどう解決したか？
 - 技術的解決（例，鉄道，携帯電話等）
 - 制度的解決 → 「市場を創る」（＝経済発展）
- 市場が統合した結果，何が起きたか？

今回の論点

- 市場の統合とは何か？
- どうやって市場統合を検証するか？
- 情報伝達手段の革新（携帯電話の普及）は市場の統合に寄与したか？
- その結果、何が起きたか？

市場の統合とは何か？

市場統合の定義

市場統合の定義(1)

- 市場統合

- (1) 超過需要を埋めるように、財が輸送される
または、
(2) 価格が連動する

財の輸送は十分条件だが、
必要条件ではない

- Fackler and Goodwin (2001)の提案

- $R_{AB} = \frac{\frac{\partial p_B}{\partial \varepsilon_A}}{\frac{\partial p_A}{\partial \varepsilon_A}}$, ε_A : 地域Aで起きた価格ショック
 - ε_A がどの程度地域Bに波及するか? を表す
 - 統合しているか否か ($\{0,1\}$) ではなく, 「程度」を表す

市場統合の定義(2)

- 地域間価格裁定

変容費用

$$p_j - p_i \leq r_{ij}$$

- ※ $p_j - p_i > r_{ij}$ → 裁定レントが残っている

- (強い)一物一価の法則(競争的空間均衡)

$$p_j - p_i = r_{ij}$$

- 裁定レントが枯渇している
- 変容費用を除いて, 共通の単一価格が成立

市場統合の検証方法(1)

- 相関係数: 2地点の価格系列の相関
- 回帰分析

$$P_{1t} = \beta_0 + \beta_1 P_{2t} + \beta_2 T_t + \beta_3 R_t$$

取引費用

その他の
価格差要因

- 動学的回帰モデル
 - 自己回帰モデル, グレンジャー因果性, 等
 - 基本モデル:

$$\bullet A_0 P_t = \sum_{k=1}^n A_k P_{t-k} + DX_t + e_t$$

市場統合の検証方法(2)

- Ravallionモデル(Ravallion, 1986)

小市場の価格

大市場の価格

$$P_{it} = \sum_{s=1}^n a_{is} P_{it-s} + \sum_{s=0}^n b_{is} P_{1t-s} + X_{it} c_i + e_{it}$$

- (強)短期市場統合: $b_{i0} = 1, \text{ and } a_{is} = b_{is} = 0$
- (弱)短期市場統合: $b_{i0} = 1, \text{ and } \sum_{s=1}^n a_{is} + b_{is} = 0$
- 長期市場統合: $\sum_{s=1}^n a_{is} + \sum_{s=0}^n b_{is} = 1$
- 例) ベトナムのコメ市場: Baulch et al (2008)

市場統合の検証方法(3)

- 以上の分析の前提：
 - ペアの2地点が常に統合し、価格が連動している
- しかし、季節によって分断することもある
 - 季節的に変容費用が変わる
 - 例) 雨期だけ交通が寸断、孤立
 - 統合すべき地域が季節によって異なる
 - 収穫期のズレ → 季節ごとに安い地域から移入

どれぐらいの頻度で統合しているか？

市場統合の検証方法(4)

- Switching regime model, Parity bounds model
 - Sexton et al (1991), Baulch (1994), Moser et al (2009), Butler and Moser (2010)
- Regime:
 - (1) $E\{p_{jt}\} = p_{it} + \tau_{ijt}$ 競争的空間均衡
 - (2) $E\{|p_{jt} - p_{it}|\} < \tau_{ijt}$ 市場分断, 自給自足
 - (3) $E\{|p_{jt} - p_{it}|\} > \tau_{ijt}$ 非競争的空間均衡
- 各regime下にいる頻度を最尤推定
 - $L = \prod_{t=1}^T [\lambda_1 f_t^1 + \lambda_2 f_t^2 + (1 - \lambda_1 - \lambda_2) f_t^3]$

各regime下にいる確率

検証上の留意点

- 輸送について
 - 実際に物流があるか不問
- 共通要因による地域間の価格連動
 - 輸送なしでも価格連動(例:インフレ, 天候)
- 変容費用が観察できない
 - 価格連動なし → 非効率的? or 変容費用高い?
- 分配
 - 独占商人による輸送?

分析事例

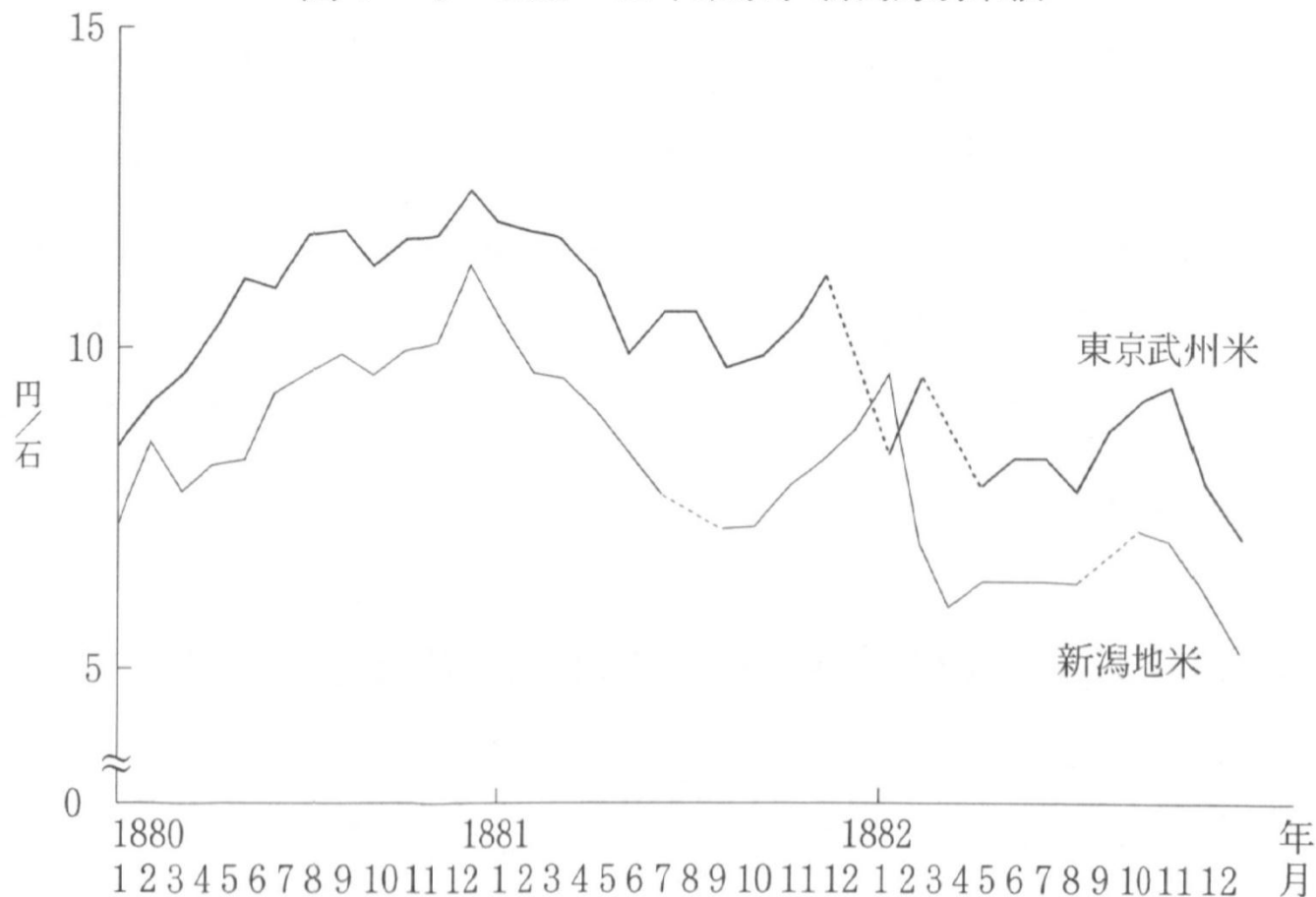
近世の米市場の統合

(高槻, 2009)

- 大坂堂島・大津間の日次コメ価格
- 1840年以前:
 - 大坂→大津, 1日遅れのグレンジャー因果性
- 1840年以降:
 - グレンジャー因果性なし, しかし高い相関
→ 当日中に価格伝達
- 背景:
 - 情報伝達手段の革新: 飛脚→旗信号

明治期コメ市場の地域的統合 (持田, 1970; 小岩, 2003)

図4-3 1880-82年東京、新潟月別米価

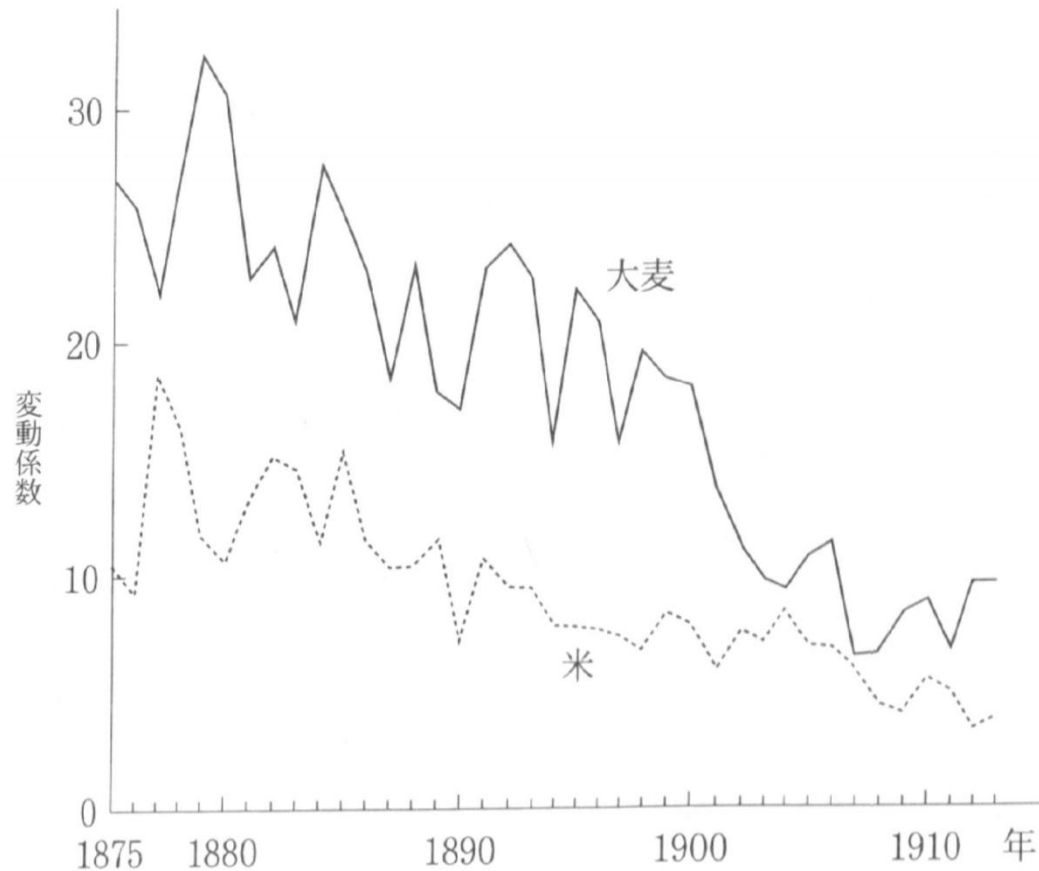


出典：『第2回帝国統計年鑑』。

小岩(2003), p.113

地域間変動係数

図 4 - 1 地域間変動係数



出典：表 4 - 1。ただし1883-6年は*を用いた。

表4-4 1875～76年各地米価相関係数（季節変動調整済み）

	対東京市中	対大阪市中			対東京市中	対大阪市中
東京市中	—	0.94 (**)	伯耆		0.91 (*)	0.90 (*)
京都市中	0.97 (**)	0.96 (**)	出雲		0.99 (**)	0.86 (*)
大阪市中	0.94 (**)	—	石見		0.96 (**)	0.86 (*)
大和	0.79 ()	0.79 ()	隠岐		0.78 ()	0.61 ()
河内	0.92 (**)	0.96 (**)	播磨		0.93 (**)	0.92 (**)
和泉	0.97 (**)	0.98 (**)	美作		0.72 ()	0.81 ()
摂津	0.93 (**)	0.95 (**)	備前		0.83 (*)	0.87 (*)
伊賀	0.97 (**)	0.91 (*)	備中		0.90 (*)	0.88 (*)
伊勢	0.93 (**)	0.97 (**)	備後		0.95 (**)	0.96 (**)
尾張	0.87 (*)	0.94 (**)	周防		0.95 (**)	0.85 (*)
三河	0.90 (*)	0.90 (*)	安芸		0.89 (*)	0.90 (*)
遠江	0.86 (*)	0.81 ()	長門		0.99 (**)	0.93 (**)
駿河	0.90 (*)	0.88 (*)	紀伊		0.95 (**)	0.95 (**)
甲斐	0.91 (*)	0.93 (**)	淡路		0.97 (**)	0.93 (**)
伊豆	0.95 (**)	0.87 (*)	阿波		0.98 (**)	0.91 (*)
相模	0.98 (**)	0.93 (**)	讃岐		0.90 (*)	0.98 (**)
武蔵	1.00 (**)	0.94 (**)	伊予		0.91 (*)	0.87 (*)
安房	0.82 (*)	0.85 (*)	土佐		0.69 ()	0.78 ()
上総	0.93 (**)	0.92 (**)	筑前		0.92 (**)	0.90 (*)
下総	0.97 (**)	0.91 (*)	筑後		0.89 (*)	0.89 (*)
常陸	0.98 (**)	0.91 (*)	豊前		0.95 (**)	0.89 (*)
近江	0.99 (**)	0.93 (**)	豊後		0.87 (*)	0.83 (*)
美濃	0.87 (*)	0.94 (**)	肥前		0.85 (*)	0.86 (*)
飛騨	0.29 ()	0.21 ()	肥後		0.86 (*)	0.89 (*)
信濃	0.93 (**)	0.92 (**)	日向		0.78 ()	0.78 ()
上野	0.99 (**)	0.92 (**)	大隈		0.98 (**)	0.95 (**)
若狭	0.94 (**)	0.87 (*)	薩摩		0.97 (**)	0.93 (**)
越前	0.96 (**)	0.89 (*)	壱岐		0.98 (**)	0.98 (**)
加賀	0.11 ()	0.09 ()	対馬		0.88 (*)	0.72 ()
能登	0.84 (*)	0.88 (*)	磐城		0.94 (**)	0.86 (*)
越中	0.31 ()	0.27 ()	岩代		0.44 ()	0.51 ()
佐渡	0.11 ()	0.08 ()	陸前		0.89 (*)	0.84 (*)
丹後	0.90 (*)	0.86 (*)	陸中		0.81 ()	0.85 (*)
丹波	0.90 (*)	0.86 (*)	陸奥		0.94 (**)	0.86 (*)
但馬	0.91 (*)	0.91 (*)	羽前		0.41 ()	0.49 ()
因幡	0.98 (**)	0.82 (*)	羽後		0.65 ()	0.70 ()

明治8年の地域間米価連動 (月次データに基づく)

出典：『明治八九年物価表』、『明治九年物価表』より算出。

注：1) 八木芳之助『米価及び米価統制問題』の季節米価指数により、原数値をデフレートした上で計算した。

2) (**) 1%有意。(*) 5%有意。() 5%で有意さなし。

明治期コメ市場の地域的統合 (持田, 1970; 小岩, 2003)

- 地域間の価格変動係数, 相関係数の分析
- 明治期を通じて変動係数は漸減, 安定化
- 明治初年からそれなりに統合度は高い
- 背景: 輸送手段の革新
 - 和船→汽船→鉄道

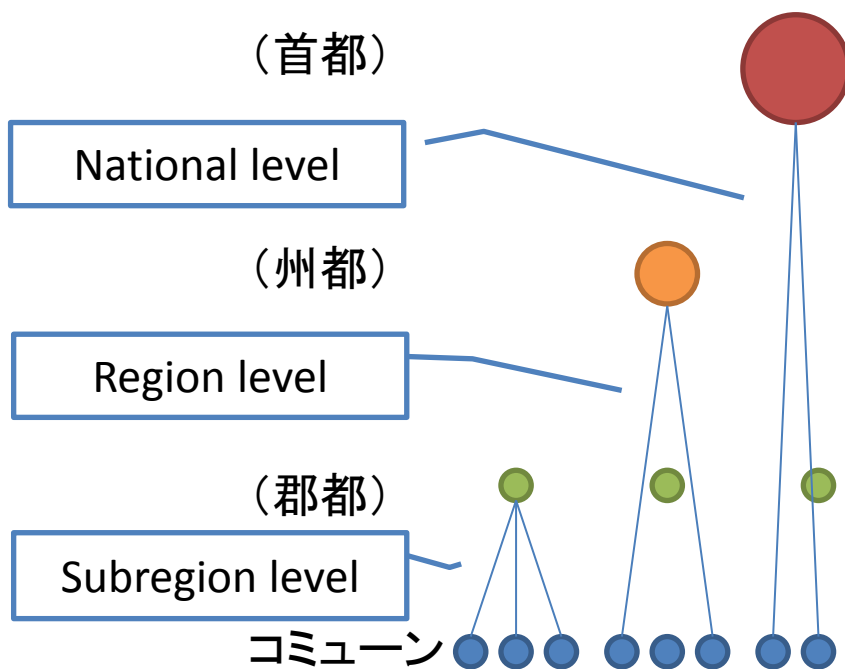
酒田→江戸の海運所要日数

和船: 80~90日

汽船: 4~5日

Parity bounds model

- マダガスカルのコメ市場統合
 - Moser, Barret, Minten (2009, Agr. Econ.)
- データ
 - 2001年, コミューンのセンサスデータ(N=1,394)
 - 価格: 季節ごと(4期分)の回顧データ
 - 輸送費のデータ有り



Boundaries:

- Provincial (region)
- Fivondronana (sub-region)
- Commune

Cities

- ☆ Capital
- Provincial capital
- △ Other major cities

Moser, Barret, Minten (2009)

PBMモデル：マダガスカルのコメ市場

- Regime 1: $E\{p_{it}\} = p_{jt} + \tau_{ijt}$ 競争的均衡
- Regime 2: $E\{|p_{it} - p_{jt}|\} < \tau_{ijt}$ 市場分断, 自給自足
- Regime 3: $E\{|p_{it} - p_{jt}|\} > \tau_{ijt}$ 非競争的均衡

Table 4
Spatial PBM estimation results

	Subregion		Region		National	
	Coefficient	Standard error	Coefficient	Standard error	Coefficient	Standard error
λ_1 (regime 1)	0.689	0.01849	0.055	0.0140	0.128	0.1911
λ_2 (regime 2)	0.215	0.01367	0.311	0.0225	0.830	0.8296
λ_3 (regime 3)	0.096		0.634		0.043	
σ_E	1.512	0.0372	1.530	0.1158	0.025	0.0368
σ_U	8.623	0.0132	5.989	0.0289	3.894	0.0084
σ_V	4.39	0.0317	1.003	0.1911	0.241	0.0230
δ (unobserved costs, Fmg/kg)	8.257	0.1644	27.619	0.1321	18.238	0.1804
N	4,930		5,070		5,070	
χ^2	680,941		814,056		1,100,887	
$P(\chi^2 > \text{value})$	0.000		0.000		0.000	

競争的空間均衡
それなりに効率的

非競争的
参入の余地あり
(裁定利潤 > 0)

輸送すると赤字

市場統合の条件

- 市場統合度の規定要因
 - 輸送インフラ, 距離
 - 情報インフラ(電信, 電話, ラジオ受信, ネット)
 - 価格政策, 移出入規制
 - 労働市場, ストライキの有無
 - 治安, 犯罪率
 - 季節, など
- 地域的な価格伝達
- 交通網の整備
- 各種取引費用の削減

情報伝達の改善と 市場統合

情報伝達の改善による変化

- 地域間価格差の収斂
 - Jensen (2007), Aker (2010)
- 分配への影響：農家の庭先販売価格の上昇
 - Svensson and Yanagizawa (2009)
- 卸売市場価格の上昇
 - Goyal (2010)
- より高く売れる品目への作付け転換
 - Muto and Yamano (2009)

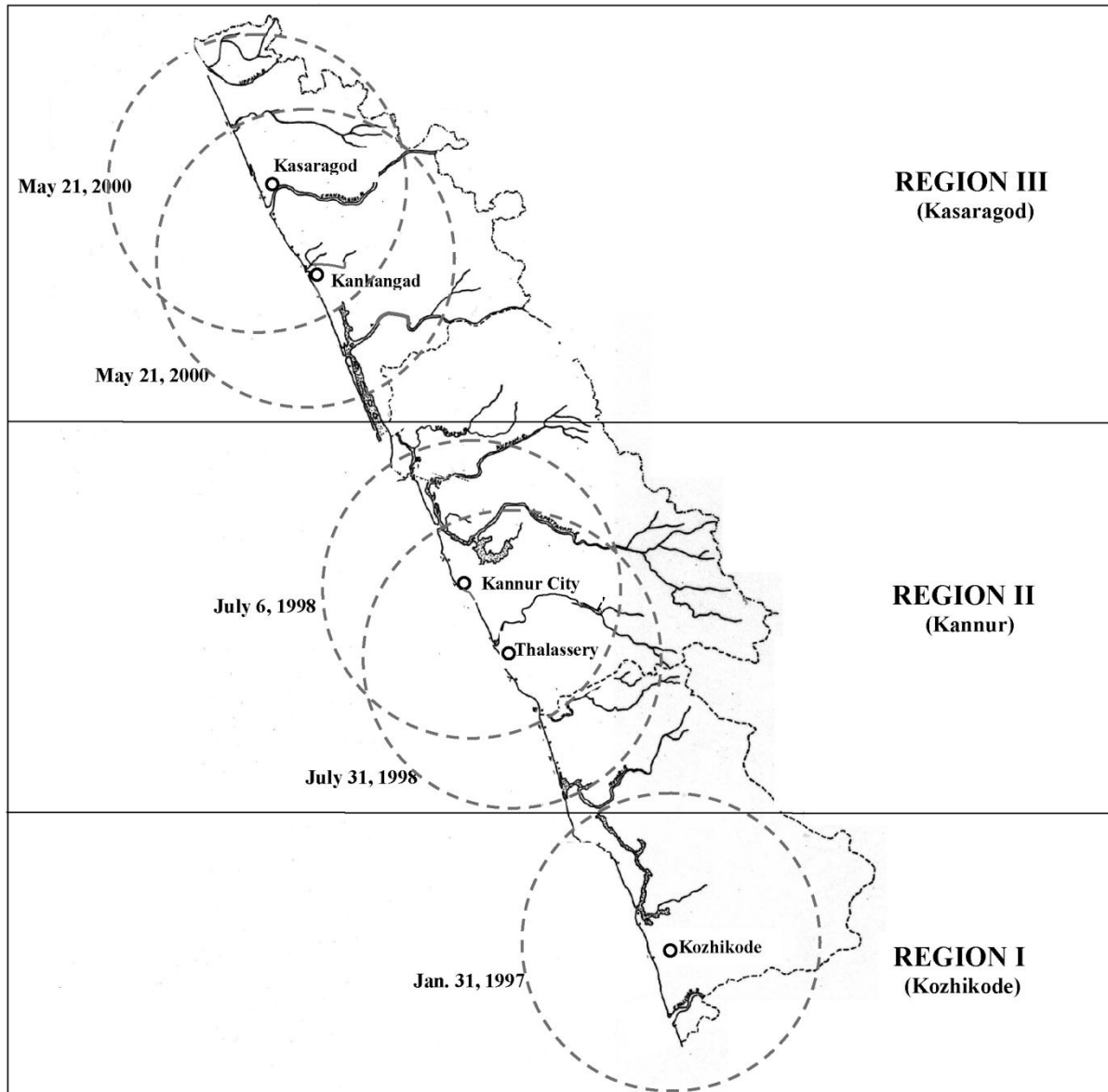
携帯電話とイワシ市場（インド）

- Jensen (2007, QJE)
- 事例：インド・ケララ州の漁民
- 漁港が無数にあるため、価格の把握が困難
- 携帯電話の普及
 - 1997年から段階的にサービス範囲拡大
 - 2001年には60%の漁船、仲買人、小売業者が携帯電話を持つようになった
 - その結果、海上で買い手と価格交渉し、一番条件が良い漁港へ水揚げするようになった

データ

- 3地域, 15の市場(各地域から5)
- 300の漁業単位(各市場20)
- 1996/9/3～2001/5/29まで250週, 毎週調査
- サンプル数:
 - 地域レベル: $3 \times 250 = 750$
 - 漁業単位レベル: $300 \times 250 = 750,000$
- 調査項目: 漁獲量, 販売(相手, 量, 価格, 時刻), コスト, 携帯電話所有, 天候, 漁場

携帯通話エリアの拡大



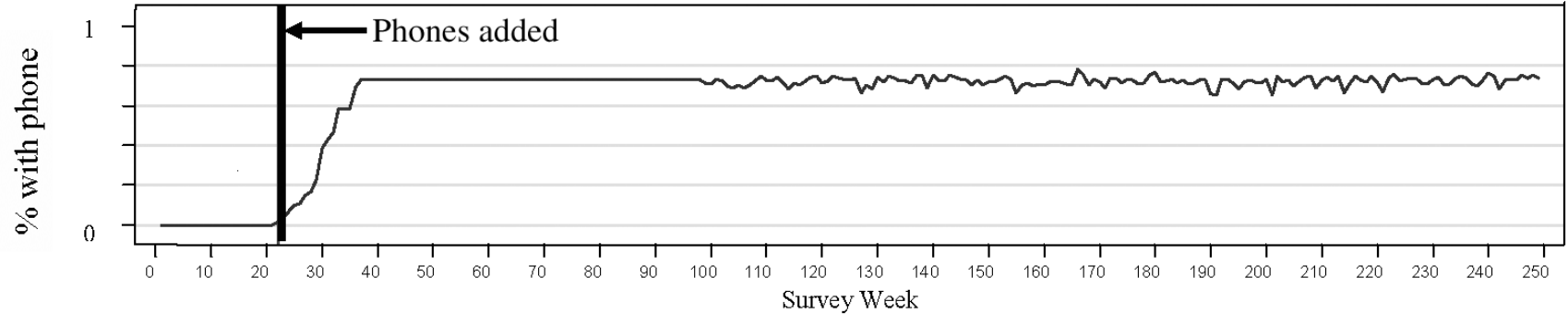
普及以前の状況(ある日の状況)

PRICES AND EXCESS SUPPLY AND DEMAND IN FIFTEEN SARDINE BEACH MARKETS

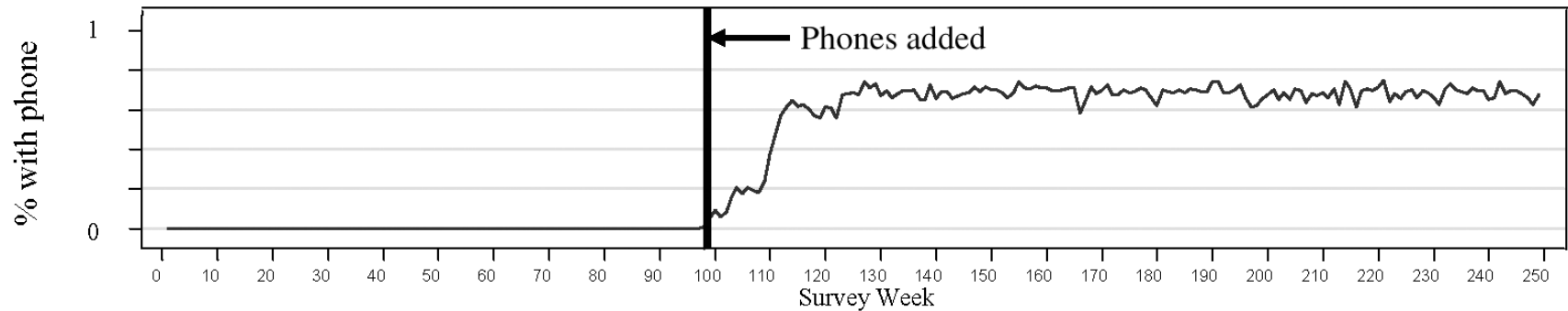
	Price (Rs/kg)	Excess buyers	Excess sellers
Kasaragod District			
Hosabethe	6.2	0	0
Aarikkadi	4.0	0	0
Kasaba	0.0	0	4
Kanhangad	7.2	0	0
Thaikadappuram	9.7	11	0
Kannur District			
Puthiangadi	8.7	2	0
Neerkkadavu	6.9	0	0
Ayikkara	8.4	1	0
Thalassery	4.3	0	0
New Mahe	6.2	0	0
Kozhikode District			
Chombala	9.9	15	0
Badagara	0.0	0	11
Quilandi	9.8	12	0
Puthiyangadi	0.0	0	6
Chaliyam	6.4	0	0

携帯電話の普及率

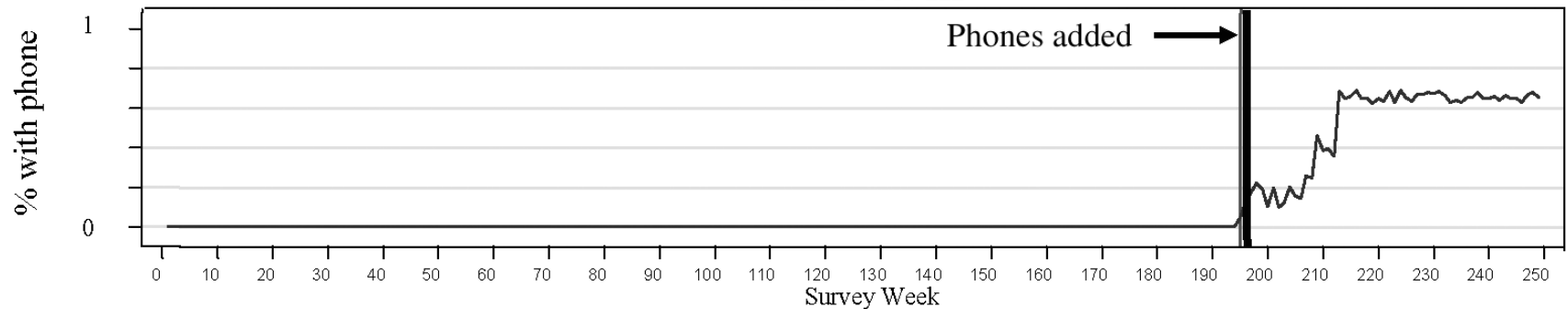
REGION I



REGION II



REGION III



携帯電話の普及と販売行動

MOBILE PHONE INTRODUCTION AND CHANGES IN FISH MARKETING BEHAVIOR

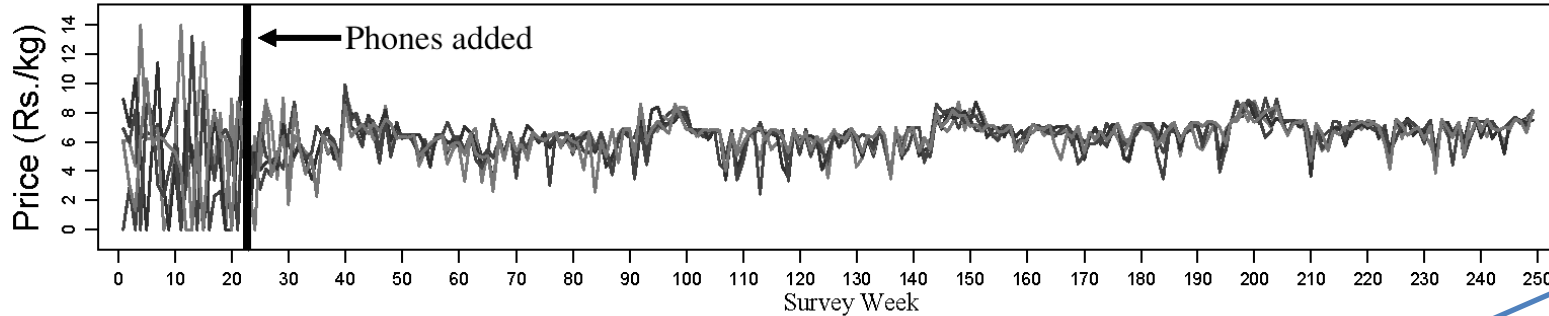
	Period 0 (pre-phone)	Period 1 (region I adds phones)	Period 2 (region II adds phones)	Period 3 (region III adds phones)
Percent of fishermen who fish in local catchment zone				
Region I	0.98 (0.003)	0.99 (0.001)	0.98 (0.001)	0.98 (0.002)
Region II	0.99 (0.002)	0.98 (0.001)	0.99 (0.01)	0.99 (0.001)
Region III	0.98 (0.002)	0.98 (0.001)	0.98 (0.001)	0.99 (0.001)
Percent of fishermen who sell in local catchment zone				
Region I	1.00 (0.00)	0.66 (0.005)	0.63 (0.005)	0.62 (0.006)
Region II	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	0.64 (0.004)	0.58 (0.006)
Region III	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	0.70 (0.005)
Number of fishing units				
Region I	83	85	85	89
Region II	69	74	75	75
Region III	53	55	54	56

携帯が使える
ようになっても
漁場は変わら
ないが...

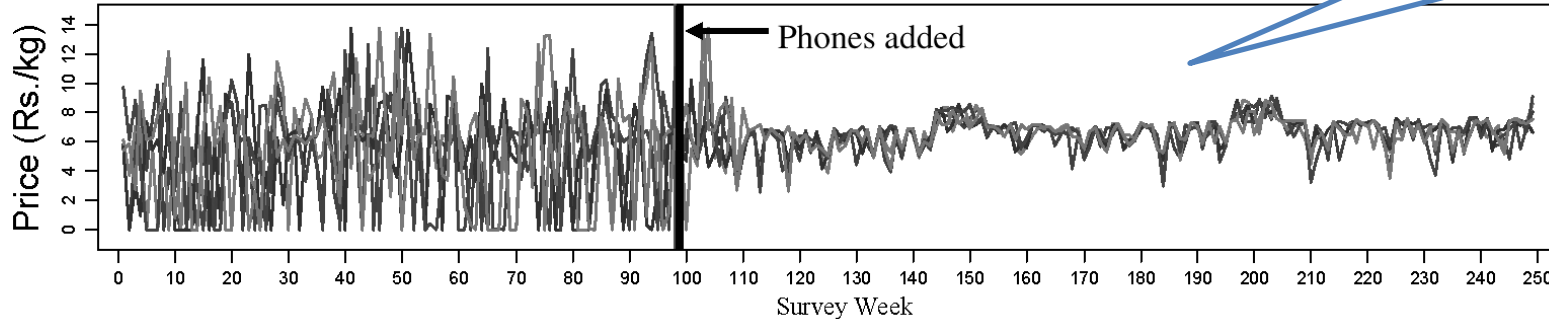
他地域に
売りに行く
ようになった

各地域内の市場ごとの価格

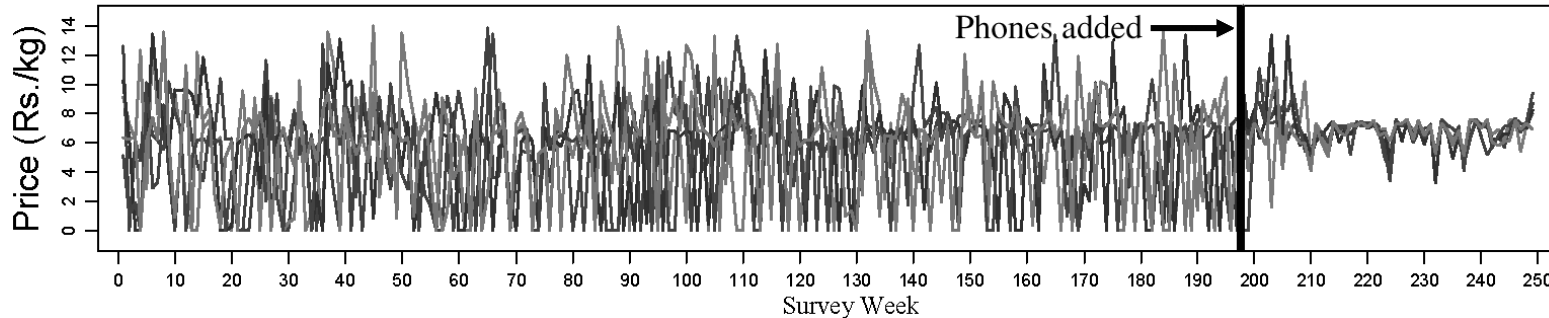
REGION I



REGION II



REGION III



価格が
収斂し
安定化

推計式

- 推計式

$$Y_{r,t} = \alpha + \beta_1 \text{Period}_1 + \beta_2 \text{Period}_2 + \beta_3 \text{Period}_3 + \beta_I \text{Region}_I \\ + \beta_{II} \text{Region}_{II} + \beta_A \text{Phone}_{r,p} + \gamma Z_{r,t} + \varepsilon_{r,t}$$

各region内の
5つの市場間で定義

推計結果

	(1) Max-min spread	(2) Coefficient of variation	(3) Percent have waste	(4) Max-min spread	(5) Coefficient of variation	(6) Percent have waste
Phone	-5.0 (0.27)	-.38 (0.03)	-0.048 (0.004)	-5.3 (2.9)	-.41 (0.32)	-0.047 (0.06)
Region I	-0.92 (0.26)	-.06 (0.03)	-0.007 (0.005)	-0.94 (0.26)	-.06 (0.03)	-0.006 (0.005)
Region II	-0.46 (0.21)	-.04 (0.02)	-0.011 (0.004)	-0.46 (0.21)	-.04 (0.02)	-0.011 (0.005)
Period 1	-0.89 (0.29)	-.12 (0.04)	-0.017 (0.008)	-0.84 (0.29)	-.12 (0.03)	-0.016 (0.008)
Period 2	-1.1 (0.32)	-.17 (0.04)	-0.019 (0.008)	-1.0 (0.33)	-.16 (0.04)	-0.018 (0.008)
Period 3	-1.2 (0.40)	-.19 (0.04)	-0.022 (0.009)	-1.2 (0.40)	-.19 (0.04)	-0.021 (0.009)
Fuel cost	0.02 (0.12)	.01 (0.01)	0.001 (0.002)	-0.13 (0.19)	-.02 (0.02)	0.003 (0.005)
Wind/sea index	0.086 (0.051)	.001 (0.004)	-0.002 (0.002)	-0.03 (0.06)	-.01 (0.01)	-0.003 (0.003)
Phone*fuel cost				0.25 (0.14)	.026 (0.014)	-0.003 (0.006)
Phone*wind/sea index				0.19 (0.08)	.021 (0.008)	0.003 (0.005)
Number of observations	747	747	74,700	747	747	74,700

推計結果

	(1) Quantity sold	(2) Price	(3) Price (if >0)	(4) Revenue	(5) Costs	(6) Profits	(7) Profit users	(8) Profit nonuser	(9) Consumer price	(10) Consumer surplus
Phone	23 (8.4)	-.05 (0.03)	-.44 (0.03)	205 (62)	72 (5.6)	133 (60)	184 (90)	97 (47)	-.39 (0.22)	.14 (0.04)
Region I	36 (6.6)	.25 (0.03)	-.19 (0.03)	370 (56)	3.7 (4.9)	367 (54)	458 (77)	306 (44)	.51 (30)	-.11 (0.03)
Region II	22 (5.2)	.03 (0.02)	-.07 (0.02)	173 (42)	3.3 (3.0)	170 (40)	204 (57)	130 (35)	.38 (0.27)	-.03 (0.02)
Period 1	-5.3 (10)	.48 (0.03)	.36 (0.03)	66 (59)	7.6 (4.2)	58 (58)	63 (94)	61 (43)	.22 (0.05)	-.16 (0.04)
Period 2	-17 (14)	.64 (0.04)	.51 (0.03)	34 (80)	2.3 (3.7)	32 (80)	-6.3 (122)	62 (57)	.65 (0.27)	-.30 (0.05)
Period 3	-7.8 (16)	1.0 (0.05)	.84 (0.04)	215 (99)	16 (6.0)	200 (97)	212 (145)	189 (74)	.81 (0.35)	-.48 (0.05)
Observations	74,700	74,700	73,335	74,700	74,700	74,700	41,012	33,688	3,735	3,735

携帯電話の効果

- 市場間の価格差(変動係数)が60-70%から15%未満に下がった
- 一物一価の法則が成立するようになった
- 漁民の利潤が平均すると8%向上
- 小売価格が4%下がり, 消費余剰は6%増えた

ニジェールの事例: Aker (2010)

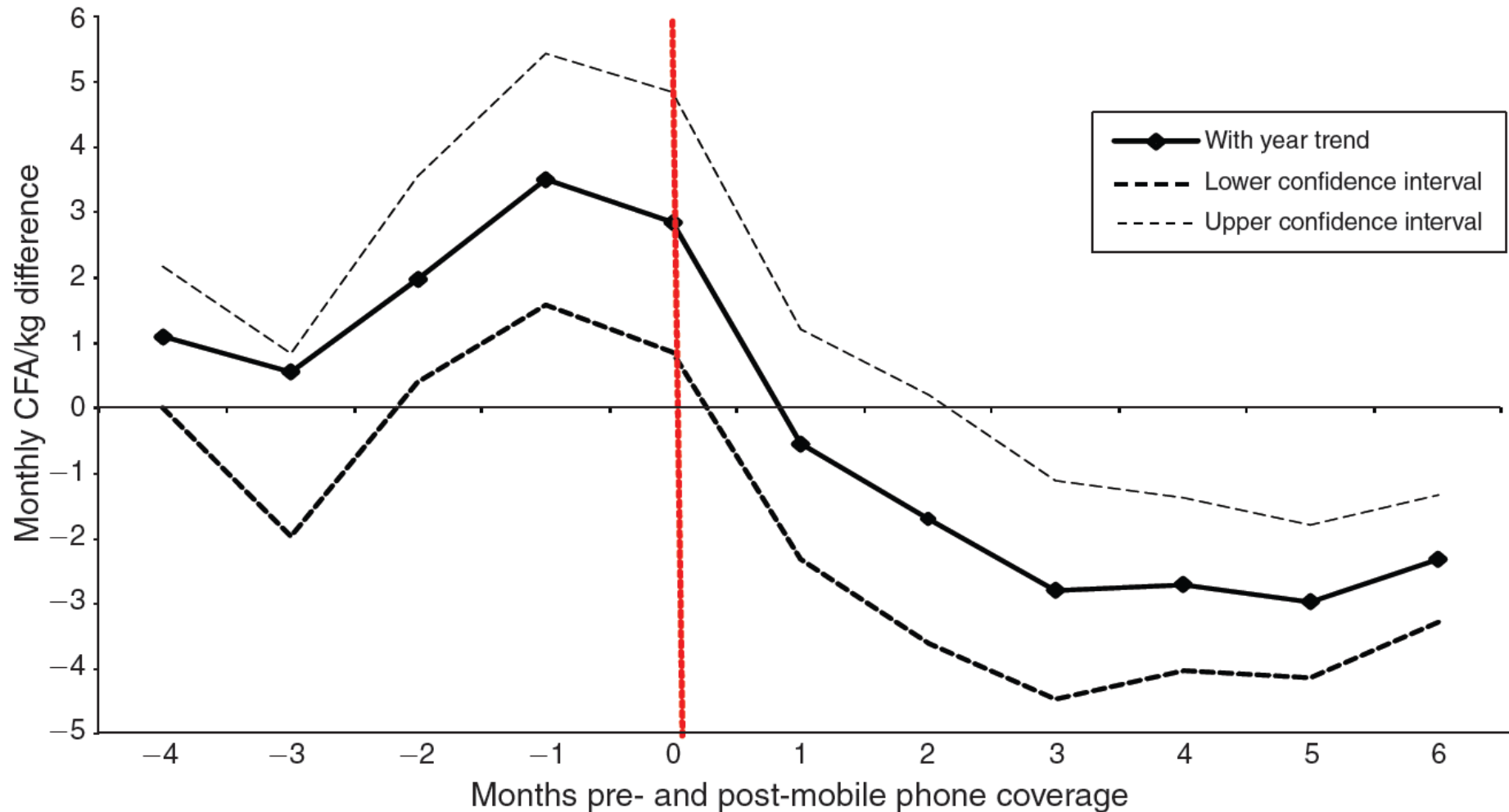


FIGURE 2. CHANGES IN PRICE DISPERSION PRE- AND POST-MOBILE PHONE COVERAGE
(*OLS coefficients on event dummies*)

ニジェールの事例: Aker (2010)

	Dependent variable: $ P_{jt} - P_{kt} $							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mobile phone dummy (both treated)	-3.51*** (0.645)	-2.19*** (0.555)	-2.17*** (0.555)	-2.24*** (0.512)	-2.44*** (0.688)	-2.28*** (0.732)	-1.34* (0.729)	1.08 (0.732)
Mobile phone dummy (one treated)					-0.193 (0.484)			
Lagged dependent variable						0.359*** (0.009)		
Distance dummy × mobile phone dummy							-1.92* (1.17)	
Road quality × mobile phone dummy								-4.83*** (1.05)
Other covariates	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Common time trend	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Market-pair fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Yearly time dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Monthly time dummy	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Group-specific time trend	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cross-border markets	No	No	No	Yes	Yes	No	No	No
N of observations	53,820	53,820	53,820	62,223	53,820	51,698	52,290	53,820

両市場が
携帯圏内になると、
価格差が縮まる

片方だけ圏内では
ダメ

携帯の効果は
距離が遠い市場間
ほど大きい

携帯の効果は
道路の質が悪い
市場ほど大きい

価格情報のラジオ放送

Svensson and Yanagizawa (2009)

- ウガンダのMarket Information Service (MIS)
 - 2000年4月より開始
 - 各市場の農産物価格を収集し、ラジオで放送
 - 21 districts, weekly basis, 19 commodities
 - ただし、実施地域と未実施地域がある

農家は正確でタイムリーな
市場価格情報へのアクセスが可能に

仮説

- 仮説:
 - 農家が市場の価格情報を知ることによって、交渉力を持ち、より有利な価格で販売できるようになる
- 推計

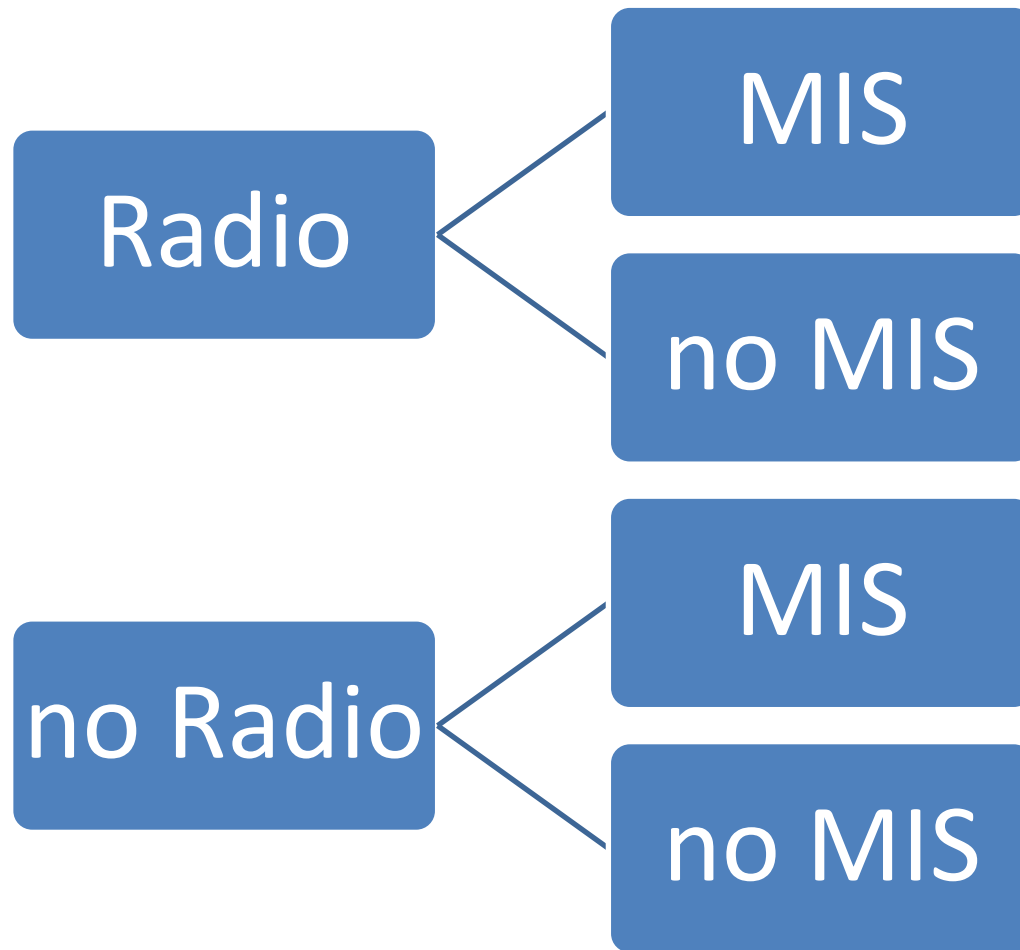
ラジオ所有ダミー

MIS実施地域

$$p_{ij} = \alpha + \beta_1 radio_{ij} + \beta_2 radio_{ij} \times MIS_j + \beta_3 x_{ij} + \mu_j + \varepsilon_{ij}$$

庭先販売価格

「差の差」



結果

Specification	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Dep. Variable		Farm-gate price per kilogram of maize			
Sample	All	MIS	No-MIS	All	No radio
Radio	12.6* (4.00)	28.6* (5.35)	1.12 (4.11)	2.86 (3.52)	
Radio×MIS				23.3* (7.23)	
MIS					5.91 (12.9)
Constant	172.8* (5.48)	189.4* (8.85)	160.3* (6.92)	172.5* (5.93)	177.8* (13.2)
District fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	No
Household controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Districts	53	17	36	53	53
Observations	2739	1164	1575	2739	810

MIS地域のメイズ販売価格：ラジオ所有農家＞非所有農家



価格情報へのアクセス → 農家の価格交渉力↑

Goyal (2010)

- インド, Mandhya Pradesh州の大豆流通
- 買い手が農家から直接調達する制度を導入
 - インターネット・キオスク: 価格情報の流布
 - 直接買取所(ハブ)の設置
- この「流通の中抜き」が, 卸売市場の買取価格や大豆の作付に与えた影響を分析

既存の流通制度

- 農家はmandi(卸売市場)で大豆を販売
 - 買取価格は競りで決まる
 - 仲買人は認可制
 - 品質のチェックは外観のみ
 - Mandi以外の取引は原則禁止

ITC社のe-Choupal

- ITC社: 仲買人 → 直接調達へ
 - ∵ 品質にばらつきがあった
- e-choupal: 電子寄合所を設置
 - インターネット・キオスク: 情報提供
 - 価格情報: 各mandiの価格, ITC買取所の価格
 - 技術情報, 気象情報
 - 買取所(hub)
 - 品質を科学的にチェック. 品質に応じて価格が決まる
- ITCは買付所にて, 品質に応じて調達可能に

e-Choupalのキオスク



Nearly 6,000 e-Choupal kiosks reach out to over 3.5 million farmers

Mandiの価格への影響

- 競争効果

- 調達競争が激化 → 価格↑

- 構成効果（選別効果）

- ITCは品質をチェックして調達可能

- 農家：

- 品質の良い大豆はITCへ

- 品質の悪い大豆はmandiへ → 価格↓

データと推計

- Mandiにおける月次の価格, 取引量
- Districtレベルの大豆生産量, 作付面積
- キオスクと買取所の設置のタイミング
 - 2000/10～2005/01: 1,704キオスク, 45買付所

- 推計

$$- P_{ijt} = \beta_1 + \beta_2 K_{jt} + \beta_3 H_{jt} + \gamma_i + \mu_t + t\phi_j + \epsilon_{ijt}$$

kiosk

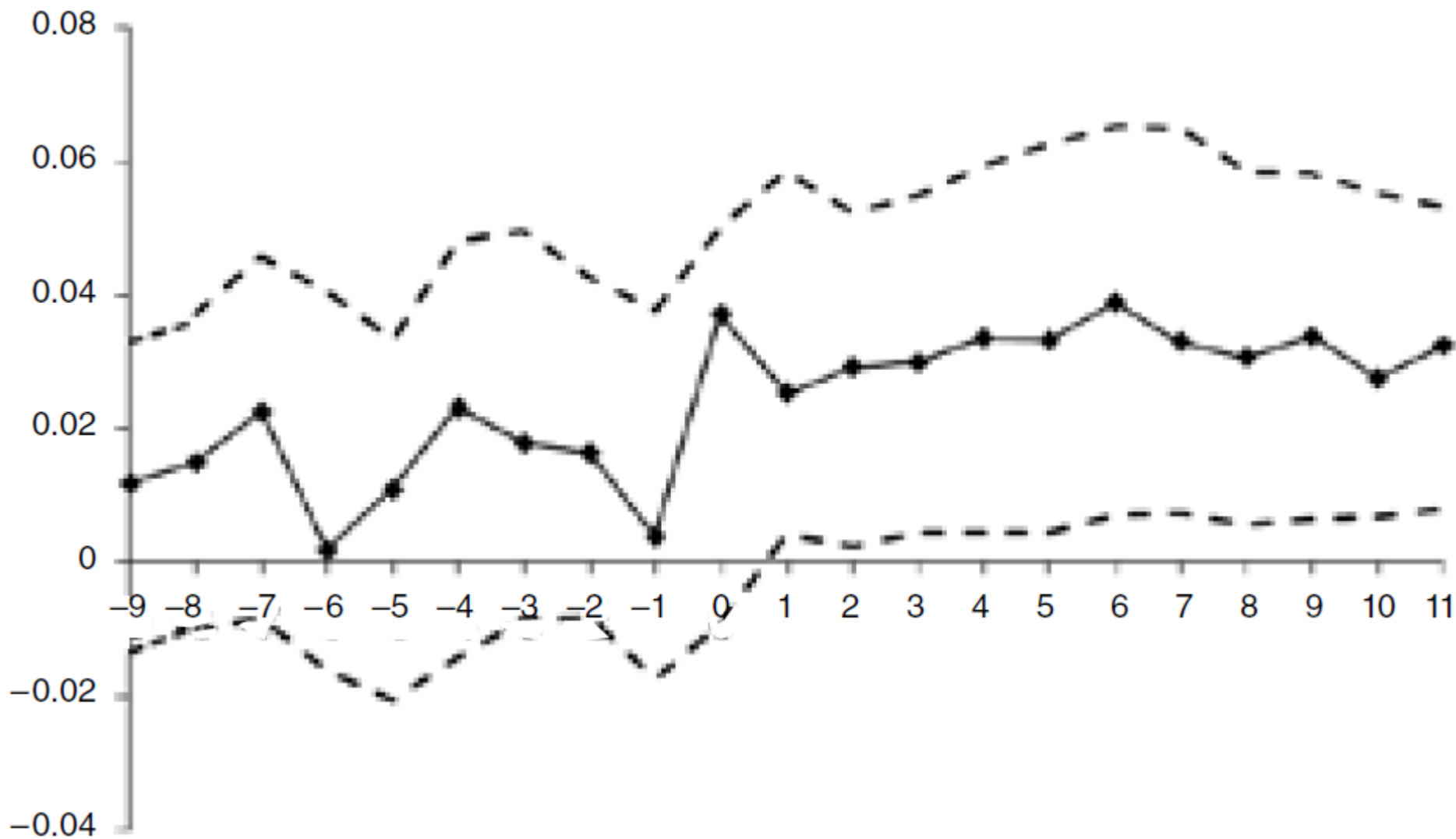
hub

Districtの
タイムトレンド

mandiでの買取価格への影響

	Log(mode price)			Log(min. price)		Log(max. price)		Log(sales volume)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Kiosk	0.017 [0.005]**	0.017 [0.005]**		0.018 [0.007]*		0.001 [0.004]		0.055 [0.149]
Hub		-0.001 [0.007]		0.007 [0.011]		0.001 [0.006]		-0.13 [0.131]
Kiosk pre 1–6 months			0.001 [0.007]		0.014 [0.012]		-0.004 [0.006]	
Kiosk post 0–5 months			0.019 [0.007]*		0.031 [0.010]**		0.001 [0.006]	
Kiosk post 6+ months			0.016 [0.009]		0.028 [0.013]*		-0.006 [0.008]	
<i>N</i>	8,276	8,276	8,276	8,284	8,284	8,284	8,284	8,639
<i>R</i> ²	0.88	0.88	0.88	0.75	0.75	0.88	0.88	0.74

キオスク設置のタイミングと価格



価格の収斂

TABLE 5—EFFECT ON PRICE DISPERSION

	Coefficient of variation		Standard deviation	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Kiosk	−0.009 [0.004]*	−0.009 [0.004]*	−11.09 [5.293]*	−10.341 [5.100]*
Hub		−0.003 [0.004]		−3.454 [4.703]
<i>N</i>	1,474	1,474	1,474	1,474
<i>R</i> ²	0.31	0.31	0.36	0.36

Notes: The dependent variable is the coefficient of variation, or the standard deviation in the monthly mode price of soybean across *mandis* located in a district within a given month. The unit of observation is a district-month. All regressions include district and month fixed effects as well as district linear trends. Robust standard errors in brackets are clustered by district.

**Significant at the 1 percent level.

*Significant at the 5 percent level.

生産への影響 (districtレベル)

	Total	Soybean	Rice	Maize	Groundnut
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Panel A. Area</i>					
Kiosk	0.026 [0.017]	0.190 [0.060]**	-0.121 [0.055]*	0.048 [0.044]	0.085 [0.115]
Hub	-0.048 [0.042]	-0.009 [0.068]	-0.027 [0.099]	-0.054 [0.069]	-0.107 [0.112]
<i>Panel B. Production</i>					
Kiosk	0.082 [0.093]	0.186 [0.082]*	-0.097 [0.105]	0.075 [0.107]	-0.027 [0.111]
Hub	0.05 [0.121]	0.048 [0.144]	-0.063 [0.141]	-0.003 [0.148]	-0.01 [0.201]
<i>Panel C. Yield</i>					
Kiosk	0.056 [0.091]	-0.004 [0.080]	0.023 [0.104]	0.026 [0.108]	-0.112 [0.150]
Hub	0.098 [0.100]	0.057 [0.110]	-0.036 [0.107]	0.051 [0.101]	0.098 [0.161]
<i>N</i>	161	161	161	156	161
<i>R</i> ²	0.7	0.62	0.74	0.66	0.59

結論

- ITCによる介入：
 - 価格情報が得られるインターネット・キオスクと、大豆を直接買い付ける買取所の設置
- 変化：
 - 卸売市場価格は1～3%上昇
 - 価格情報の伝達が仲買人間の競争を促進した？
 - District内のmandi間の価格差は収斂
 - 大豆の作付が増えた

産業構造の変化(ウガンダ)

- Muto and Yamano (2009): ウガンダ
- 携帯電話の普及の影響
 - トレーダーは集荷が容易に
 - 取引費用↓
 - 傷みやすい農産物ほど集荷効率が改善
 - (農家)バナナの作付↑
 - 農家は市場価格を認知 → 交渉力↑ → 販売価格↑

分析

- 携帯電話網カバレッジの規定要因

$$\Pr(LC1mob_j = y) = \beta_0 + Z_{jt}\beta_z + \varepsilon_{jt}$$

- 携帯電話保有の規定要因(家計レベル)

$$\Pr(HHmob_{it} = 1) = \beta_0 + \beta_1 yr05_t + \beta_2 LC1mob_{jt} + X_{it}\beta_k + Z_{jt}\beta_l + \alpha_i + \varepsilon_{jt}$$

携帯電話網カバレッジ

Table 4. *Determinants of mobile phone network coverage at the LC1 level (multinomial logit model: the base category is the LC1s covered by mobile phone during 2003–05).*

	LC1s covered by mobile phone by 2003	Areas not yet covered by mobile phone in 2005
Distance from district center (miles)	−0.377 (1.68)	0.003 (0.05)
Speed from district center (miles/min)	−0.390 (0.44)	−4.69 (0.81)
Driving time from district center (min)	−0.002 (0.52)	0.002 (0.23)
LC1 level population density	0.0009** (2.63)	0.000 (0.81)
Central region	0.878* (2.05)	−35.43 (0.00)
Western region	1.263** (2.74)	2.701** (2.54)
Year 2005	0.053 (0.16)	0.187 (0.24)
Constant	−0.352 (0.66)	−3.000 (1.61)
# of observations		174

携帯電話の保有

	Probit	Household fixed effects
Year 2005 (=1)	0.027 (3.96)**	0.042 (4.08)**
Mobile coverage dummy	0.023 (3.29)**	0.054 (3.80)**
<i>Household Characteristics</i>		
Size of household	0.001 (1.12)	
Number of male adults	−0.016 (1.60)	
Number of female adults	−0.004 (0.48)	
Number of boys	−0.002 (0.75)	
Number of girls	0.000 (0.04)	
Age of household head	−0.001 (4.67)**	
Gender of head (fem = 1)	−0.009 (0.81)	
Widowed household (yes = 1)	0.011 (1.65)	
Education of male adults	0.004 (4.72)**	
Education of female adults	0.005 (5.93)**	
<i>ln</i> (land size)	−0.001 (0.42)	
<i>ln</i> (farm assets value)	0.013 (6.25)**	
Banana seller in 2003	−0.004 (0.72)	
# of observations	1,754	1,787

バナナとメイズの価格変化

Table 6. 2005/2003 Price ratio at household level: banana and maize

Variables	Price ratio of banana (2005/2003)	Price ratio of maize (2005/2003)
Mobile coverage dummy	1.804* (2.42)	−0.231 (1.15)
Distance to district center (miles) × mobile coverage	−0.822* (2.36)	0.009 (1.01)
Distance to district center (miles)	0.074* (2.53)	−0.008 (1.24)
Constant	0.066 (0.12)	1.048** (8.18)
# of observations	107	100

Note: Samples include only those households that sold banana or maize in both 2003 and 2005. By using the price ratio of the same household, we can estimate the impacts of the mobile phone coverage on the farm-gate price, while controlling for household and community characteristics. The 2005 prices are deflated to the 2003 price level. Numbers in parentheses are absolute *t*-values.

* Indicates significance at the 5% level.

** Indicates significance at the 1% level.

携帯の普及と作付行動：バナナ

Variables	Pr(selling banana)		
	FE	FE	FE-IV
Household mobile phone possession dummy ^a	0.203* (2.35)	0.209* (2.44)	0.151 (0.19)
Community mobile phone coverage dummy	0.055 (1.57)	-0.095 (1.41)	-0.094 (1.11)
Distance to district center (miles) × mobile coverage		0.008** (2.62)	0.007** (2.53)
Year 2005(=1)	0.481** (17.73)	0.502** (17.84)	0.505** (10.85)
<i>F</i> -stat on IVs			2.58
# of observations	1,161	1,161	1,151

Variables	Ratio of sales quantity to production		
	FE	FE	FE-IV
Household mobile phone possession dummy ^a	0.118* (2.39)	0.121* (2.45)	-0.062 (0.14)
Community mobile phone coverage dummy	0.054** (2.68)	-0.011 (0.29)	0.000 (0.02)
Distance to district center (miles) × mobile coverage		0.003* (1.99)	0.003* (1.81)
Year 2005(=1)	0.174** (11.18)	0.183** (11.31)	0.191** (7.04)
<i>F</i> -stat on IVs			2.58
# of observations	1,161	1,161	1,151

携帯の普及と作付行動：メイズ

Variables	Pr(selling maize)		
	FE	FE	FE-IV
Household mobile phone possession dummy ^a	−0.084 (1.10)	−0.083 (1.09)	−2.19 (2.04)
Community mobile phone coverage dummy	0.075* (2.39)	0.033 (0.58)	0.165 (1.47)
Distance to district center (miles) × mobile coverage		0.002 (0.86)	0.000 (0.18)
Year 2005(=1)	0.463** (19.06)	0.468** (18.79)	0.561** (9.31)
<i>F</i> -stat on IVs			2.58
# of observations	1,291	1,291	1,283
Variables	Ratio of sales quantity to production		
	FE	FE	FE-IV
Household mobile phone possession dummy ^a	−0.031 (0.71)	−0.031 (0.71)	−0.172 (0.42)
Community mobile phone coverage dummy	0.010 (0.55)	0.004 (0.13)	0.012 (0.29)
Distance to district center (miles) × mobile coverage		0.000 (0.20)	0.000 (0.06)
Year 2005(=1)	0.242** (17.10)	0.243** (16.73)	0.251** (10.99)
<i>F</i> -stat on IVs			2.58
# of observations	1,291	1,291	1,283

結論

- 携帯の普及による作付行動
 - メイズ: 変化なし
 - バナナ: 作付が増えた
 - より傷みやすい産品ほど, サーチコスト削減の効果大
- 作付増の効果は,
 - 中心地から遠い地域ほど大きい
 - バナナの生産コストが安いので, トレーダーが殺到?
 - 農家が携帯を持っていなくても波及

文献

- Aker, Jenny (2010) "Information from Markets Near and Far: Mobile Phones and Agricultural Markets in Niger," *American Economic Journal: Applied Economics*, 2:46-59.
- Baulch (1997) "Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration," *American Journal of Agricultural Economics*, 79:477-487.
- Baulch et al (2008) "The spatial integration of Paddy Markets in Vietnam," *Journal of Agricultural Economics* 59(2):271-295.
- Butler and Moser (2010) "Structural Model of Agricultural Markets in Developing Countries," *American Journal of Agricultural Economics*, 92(5):1364-1378.
- Jensen, Robert (2007) "The Digital Divide: Information (Technology), Market Performance and Welfare in the South Indian Fisheries Sector," *Quarterly Journal of Economics*, 122(3):879 – 924.
- Jensen, Robert (2010) "Information, Efficiency and Welfare in Agricultural Markets," *Agricultural Economics*, forthcoming.
- Fackler, Paul L., and Barry K. Goodwin (2001) "Spatial price analysis," *Handbook of Agricultural Economics*, Volume 1, Edited by B. Gardner and G. Rausser, ch. 17, pp.971-1024.
- Goyal, Aparajita (2010) "Information, Direct Access to Farmers, and Rural Market Performance in Central India," *American Economic Journal: Applied Economics*, 2:22-45.

文献

- Moser, Barret, Minten (2009) “Spatial integration at multiple scales: rice markets in Madagascar,” *Agricultural Economics*, 40(3):281-294.
- Muto, Megumi and Takashi Yamano (2009) “The Impact of Mobile Phone Coverage Expansion on Market Participation: Panel Data Evidence from Uganda,” *World Development* 37(12): 1887-1896.
- Ravallion, Martin (1986) “Testing Market Integration,” *American Journal of Agricultural Economics*, 68:102-109.
- Sexton et al (1991) “Market integration, efficiency of arbitrage and imperfect competition: Methodology and an application to U.S. celery,” *American Journal of Agricultural Economics*, 73(3):568-580.
- Svensson, Jacob., and David Yanagizawa (2009) “Getting prices right: the impact of the market information service in Ugandan,” *Journal of European Economic Association*, 7(2-3):435-445.
- 中林真幸(2003)『近代資本主義の組織』東京大学出版会, 第3章
- 高村直助編(1997)『明治の産業発展と社会資本』ミネルヴァ書房
- 高槻泰郎(2009)「近世期直轄市場の連動と統合:大坂堂島米会所と大津御用米会所」『社会経済史学』75(3):45-65.
- 小岩信竹(2003)『近代日本の米穀市場』農林統計協会.
- 持田恵三(1970)『米穀市場の展開過程』東京大学出版会.