

改革開放後中国の地域 間資本移動：Feldstein- Horioka 方程式の空間 計量経済学的推定

橋 口 善 浩*
陳 光 輝**

I. 序

計画経済時代の中国に金融市場はなかった。銀行は中国人民銀行だけが存在し、その役割は政府の指示に従って資金を各地の企業等に配分することであった。中央政府と地方政府の関係は分権化、集権強化の間で揺れ動いたが、基本的には財政、国有企業管理をはじめとするほとんどの事項の決定権は、中央政府が掌握していた。金融市場はなかったものの、資本は中央政府のコントロール下、地域をまたいで移動していた。

1978年の改革開放後、地方分権が進み、地方政府主導の開発や中央財政の地域間再分配機能の低下が顕著に起こった（梶谷 2008）。他方で、市場経済型の金融システムは形の上では整備されてきたものの、市場の調整メカニズムはまだ十分には機能していない（渡邊 2006）。こうして改革開放後の中国で地域間資本移動のホームバイアス、あるいはフェルドシュタインホリオカパラドクスが生じたと盛んに論じられている。実際、Feldstein and Horioka (1980) の投資率の貯蓄率による回帰式（以下、FH 方程式）が一級行政区（省市自治区）レベルのデータを使って複数の方法で推定され、いずれも saving-retention coefficient と呼ばれる貯蓄率にかかる係数の上昇、すなわち地域間移動性の低下を報告している（Boyreau-Debray and Wei 2004, Watanabe 2006）。

ところで、中国は2004年に第1回の経済センサスを実施し、それをもとに国民経済計算統計を遡及改訂した（国家統計局国民経済核

*神戸大学大学院経済学研究科研究員
**神戸大学大学院国際協力研究科教授

算司 2007)。域内総生産等も1993年以降の改訂値が公表され、その一部を反映したデータにもとづく Hashiguchi and Hamori (2009) の分析によれば、資本の移動性は90年代後半から高まり、改革開放直後と同じレベルに戻っている。

さらに1点、FH 方程式はこれまで多くの国や地域でさまざまな工夫を凝らして推定されてきたのであるが、既存研究には1つ問題がある。¹ クロスセクションデータやパネルデータを使った推定で地域間、あるいは空間的な相関が考慮されなかった問題である。地域の経済活動は地域間のヒト・モノ・カネの移動や知識・技術のスピルオーバーなどを通じ、相互に依存していると考えるのが自然である。こうした空間的な相互作用を無視して推定を行えば、有効性の低下や一致性の喪失を招いて誤った結論を導く可能性がある (Anselin and Bera 1998)。

本稿は以上の2点に鑑み、1978—2007年の中国一級行政区(省市自治区)の可能な限りの新データに空間計量経済学的手法を適用して、FH 方程式を逐年推定したものである。以下、次節でモデルと推定方法、III節で推定結果を報告し、IV節を結びとする。

II. モデルと推定方法

1. モデル

最も基本的な FH 方程式：

$$\frac{I_i}{Y_i} = \alpha + \beta \frac{S_i}{Y_i} + u_i \quad (1)$$

($i = 1, 2, \dots, N$)

を考える。添え字の i は地域、 Y_i , I_i , S_i はそれぞれ域内総支出と投資、貯蓄であり、 u_i を誤差項とする。もし各地域が完全閉鎖経済であるなら、事後的には $I_i = S_i$ であり、 $\alpha = 0$, $\beta = 1$ となるだろう。他方、地域間で資本移動が行われる開放的な経済ならば、投資が自らの貯蓄に制約される度合いは低下し、資本移動が活発になるほど β はゼロに近くなる。Feldstein と Horioka は、市場経済が発達し、資本移動が盛んと信じられている OECD 諸国で β がゼロであるどころか 1 に近かったことを発見し、以降、このフェルドシュタインホリオカパラドクスの有無の推定が、さまざまな国や地域で工夫を凝らして行われるようになった。

クロスセクションデータがもつであろう空間的な相関を考慮してこの β を推定するため、本稿は空間計量経済学的手法を適用した。具体的には、(1)式の誤差項 u_i に対して空間的自己回帰：

$$u_i = \lambda \sum_j w_{ij} u_j + \varepsilon_i$$

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{c_{ij}}{\sum_j c_{ij}} & (\text{if } i \neq j) \\ 0 & (\text{if } i = j) \end{cases} \quad (2)$$

を想定した。 ε_i は攪乱項、 λ は空間的自己相関の大きさを表すパラメータであり ($|\lambda| < 1$ とする)、 c_{ij} は地域 i と地域 j が「互いに近接する地域」であれば1、そうでなければゼロをとるダミー変数である。 λ は地域 i とその近接地域との間で誤差相関が強いほど絶対値で1に近く、弱いほどゼロに近くなる。 $\lambda = 0$ の場合、(1)–(2)式は標準的な回帰モ

デルに帰着する。

(2)式を行列表記すると

$$\mathbf{u} = \lambda \mathbf{W}\mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (3)$$

ただし

$$\begin{aligned} \mathbf{u} &= [u_1 \ u_2 \ \cdots \ u_N]', \\ \boldsymbol{\varepsilon} &= [\varepsilon_1 \ \varepsilon_2 \ \cdots \ \varepsilon_N]', \\ \mathbf{W} &= \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & \cdots & w_{1N} \\ w_{21} & 0 & \cdots & w_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1} & w_{N2} & \cdots & 0 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

となる。 $\mathbf{W}$ は (標準化された) 空間的ウェイト行列と呼ばれているが、「互いに近接する地域」の定義はひとつとおりではなく、したがってウェイト行列も複数考えられる。ただし、よく使われるものは限られており、われわれは

$$c_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{地域 } i \text{ と } j \text{ が境界を 1 点でも共有する場合 } (i \neq j), \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases}$$

すなわち境界を 1 点でも共有しているかどうかを近接の基準とした²。こうして得られる $\mathbf{W}$ は、(標準化された) クイーン型の隣接行列と呼ばれる (Anselin 1988, p. 18)。

2. 推定方法

(1)–(3)より、推定式は

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}, \\ \mathbf{u} &= \lambda \mathbf{W}\mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon}, \end{aligned} \quad (4)$$

ただし

$$\mathbf{y} = \begin{bmatrix} I_1/Y_1 \\ I_2/Y_2 \\ \vdots \\ I_N/Y_N \end{bmatrix},$$

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & S_1/Y_1 \\ 1 & S_2/Y_2 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & S_N/Y_N \end{bmatrix},$$

$$\boldsymbol{\beta} = [\alpha \ \beta]'$$

である。われわれは、これを SEA (spatial error autoregressive) モデルと呼び、最尤法により推定した³。

(4)式の攪乱項 $\boldsymbol{\varepsilon}$ が平均 $\mathbf{0}$ 、分散 $\sigma^2 \mathbf{I}_N$ の正規分布に従うと仮定すると、対数尤度関数は

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\beta}, \lambda, \sigma^2) &= \\ &= -\frac{N}{2} \log(2\pi) - \frac{N}{2} \log \sigma^2 \\ &\quad - \frac{1}{2} \log |\boldsymbol{\Omega}_\lambda| \\ &\quad - \frac{1}{2\sigma^2} (\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})' \boldsymbol{\Omega}_\lambda^{-1} (\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}), \end{aligned} \quad (5)$$

ただし

$$\boldsymbol{\Omega}_\lambda = [(\mathbf{I}_N - \lambda \mathbf{W})' (\mathbf{I}_N - \lambda \mathbf{W})]^{-1}$$

となる ($\mathbf{I}_N$ は $N \times N$ の単位行列)。(5)式より、 $\boldsymbol{\beta}$ と σ^2 の最尤推定量は、それぞれを λ の関数とみなして

$$\begin{aligned} \hat{\boldsymbol{\beta}}_\lambda &= (\mathbf{X}' \boldsymbol{\Omega}_\lambda^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \boldsymbol{\Omega}_\lambda^{-1} \mathbf{y}, \\ \hat{\sigma}_\lambda^2 &= \frac{1}{N} (\mathbf{y} - \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}}_\lambda)' \boldsymbol{\Omega}_\lambda^{-1} (\mathbf{y} - \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}}_\lambda) \end{aligned} \quad (6)$$

と書け、これらと (5)式を使うと集約対数尤度関数：

$$\begin{aligned} L_c(\lambda) &= -\frac{N}{2} [\log(2\pi) + 1] \\ &\quad - \frac{N}{2} \log \left(\frac{\mathbf{u}'_\lambda \mathbf{u}_\lambda}{N} \right) \\ &\quad + \log |\mathbf{I}_N - \lambda \mathbf{W}|, \end{aligned} \quad (7)$$

ただし

$$\begin{aligned} \mathbf{u}_\lambda &= [\mathbf{I}_N - \mathbf{X}_\lambda (\mathbf{X}'_\lambda \mathbf{X}_\lambda)^{-1} \mathbf{X}'_\lambda] \mathbf{y}_\lambda, \\ \mathbf{X}_\lambda &= (\mathbf{I}_N - \lambda \mathbf{W}) \mathbf{X}, \\ \mathbf{y}_\lambda &= (\mathbf{I}_N - \lambda \mathbf{W}) \mathbf{y} \end{aligned}$$

が得られる。(7)式を最大にする値が λ の推定値 $\hat{\lambda}$ となり、 β と σ^2 の推定値は $\hat{\lambda}$ を(6)の各式に代入して得られる (Anselin 1988, p. 182, Anselin and Bera 1998, p. 258)。

III. 推定結果

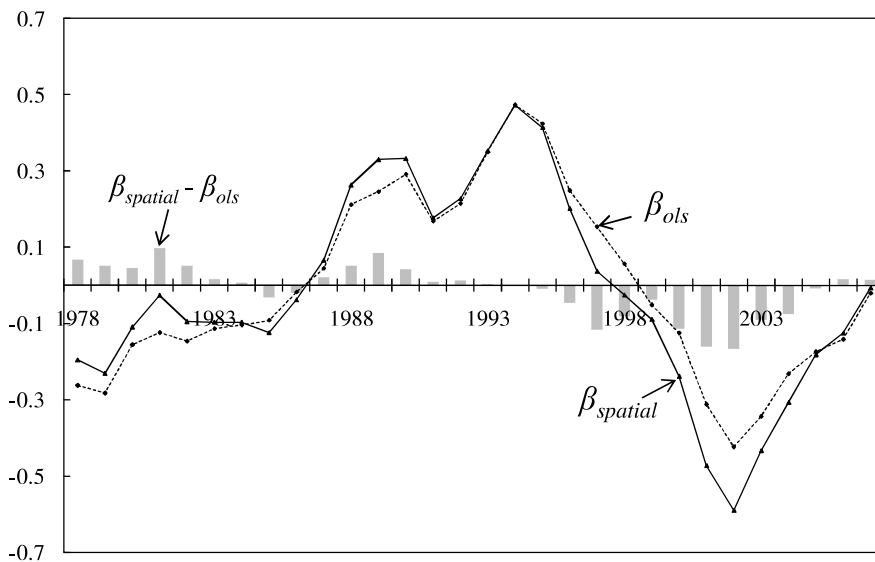
データについては付録に記載したが、重慶とチベットをのぞく29の省市自治区について、可能な限り、新しいものを収集した。推定は1978年から2007年までの逐年、クロスセクションで行った。比較のため、 $\lambda = 0$ のケースにあたる標準モデルの OLS 推定も行った⁴。推定結果は付表1-2に示している。

付表1の最後の欄は $\lambda = 0$ を帰無仮説とする尤度比検定の検定統計量であり、有意水準を10%とすれば全30年の期間中18年、5%としても10年、仮説は棄却される。また、付表3に AIC によるモデル比較の結果を示し

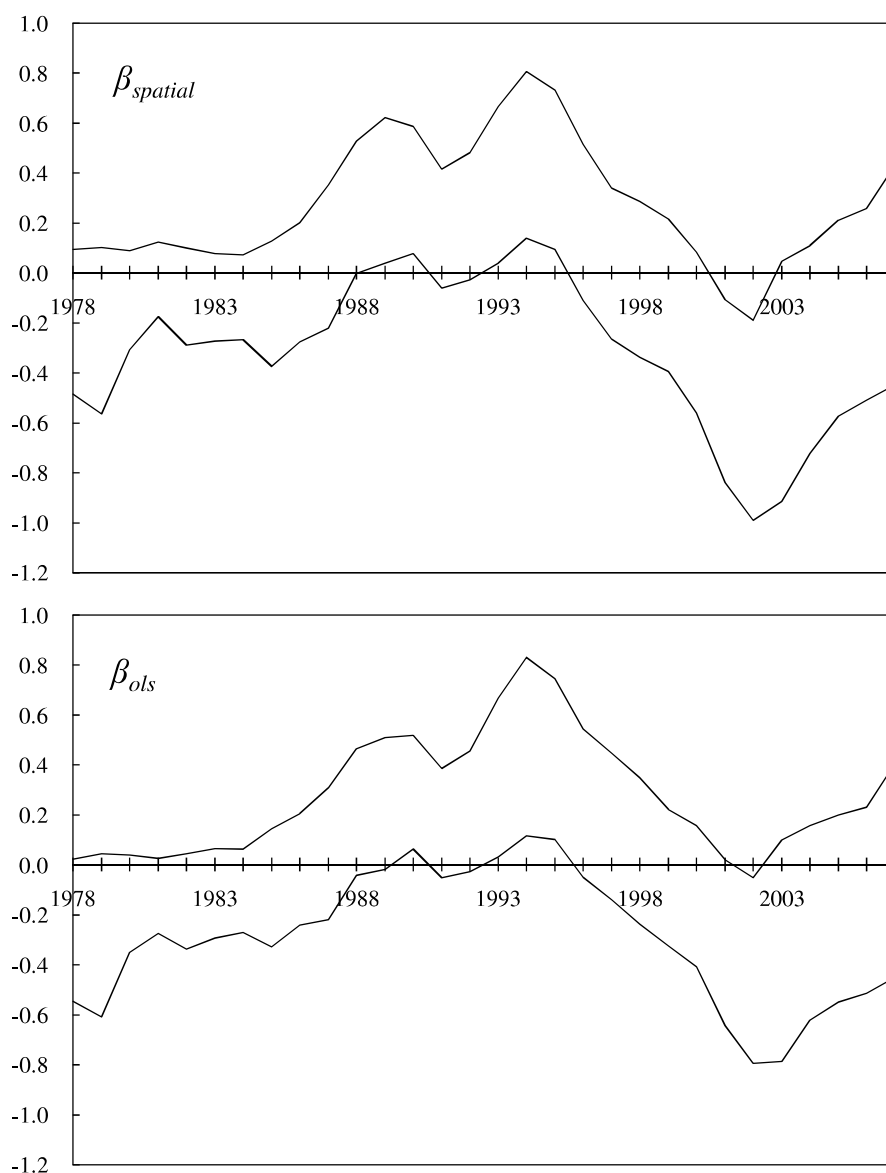
たが、30年中23年で SEA モデルが選択され ($AIC_{spatial} < AIC_{ols}$)、また、選択されなかった7年は例外なく、付表1の尤度比検定で空間無相関の仮説が棄却されない。空間計量経済学の手法の妥当性が支持された形である。

ただし、第1図が示すように、しばしば saving-retention coefficient と呼ばれる β の点推定値の動きは、よく似ている。とくに1993-95年の値はほとんど変わらない⁵。盛んに議論されてきたように、改革開放後、その値は上昇した (資本の流動性は低下した)。しかし、この図によれば、 $\hat{\beta}$ は1994年がピークでその後は低下し、2003年以降に再上昇はしているものの、近時点の値は80年代前半までとほぼ同レベルといってよい。

実際、95%信頼区間を示した第2図によれば、90年代前半に $\beta > 0$ と判断できる時期がたしかにあるが、その後はみられない。逐年



第1図 β の点推定値の比較



第2図 95%信頼区間の比較

推定のためにサンプルサイズが小さく、また、説明変数と誤差項の間の相関を許容した方法はとっていないという制約があるものの、本稿の結果は Hashiguchi and Hamori (2009) を支持する形であり、資本移動のホームバイアスは現在、ほとんどなくなっている可能性

が大きい。

IV. 結

以上、重慶とチベットを除く中国29省市自治区の1978—2007年の新データに、空間的な誤差相関を考慮した空間計量経済学の手法で

ある SEA (spatial error autoregressive) モデルを適用して Feldstein-Horioka 方程式を逐年推定し、地域間資本移動性の経年変化を分析した。尤度比検定によれば全30年のうち、6割の年で地域誤差の無相関仮説が棄却され、また、情報量基準を使って通常の回帰モデルと比較すれば7割以上の年で SEA モデルが選択された。空間計量経済学的手法の妥当性が認められた形である。ただし、saving-retention coefficient と呼ばれる貯蓄率にかかる係数の動きは SEA モデルと標準的回帰モデルとで大差はなかった。その点推定値は1978年の改革開放後、80年代前半までは低く、その後上昇して90年代中頃にピークを迎えたが、再び低下した(2000年代に入ってから有意ではないものの、再び上昇している)。改革開放後の中国については分権化による中央財政の地域間再分配機能の低下、金融市場の未成熟等による資金移動のホームバイアスが盛んに議論されている。しかし、本稿の分析結果に従えば、当該バイアスは現在、ほとんどなくなっている可能性が大きい。

付録：データについて

Y は域内総支出、 I は総固定資本形成、 S は Y から民間、政府の最終消費支出消費を差し引いたものを使用した。単位はすべて10億円で、出所は以下のとおりである：

- 1978—1992年は『新中国五十五年統計資料 匯編』。
- 1993—2004年は『中国国内生産総値核算歴史資料 1952—2004』。

● 2005年以降は『中国統計年鑑』の各年版。ただし、記載がなかったため、あるいは誤植と判断して

- 海南省 1986年の名目域内総支出は『海南統計年鑑』2005年版 (p. 34),
- 甘肅省 1983年の総固定資本形成は Hsueh and Li 1999 (p. 555),
- 内モンゴル自治区 1980年の最終消費支出は『新中国五十年統計資料匯編』(p. 244),
- 青海省 1982年の最終消費支出は Hsueh and Li 1999 (p. 569)

の値をそれぞれ使った。

注

- 1 FH 方程式については、とくに先進国を中心に多くの研究蓄積がある。たとえば van Wincoop 2000を参照されたい。
- 2 海南省は広東省と隣接しているとみなした。
- 3 SEA モデルは SEM (spatial error model) と呼ばれることもある (Anselin and Bera 1998, Anselin 2001)。
- 4 計算はいずれも R version 2.9.2 (R Development Core Team 2009) を利用した。
- 5 容易に想像できるが、この3年、空間無相関の仮説は棄却されず、AIC は OLS を選択した。

引用文献

- Anselin, Luc. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer.
- . 2001. “Spatial Econometrics.” In *A Companion to Theoretical Econometrics*, ed. Badi H. Baltagi, 310-30. Malden, MA: Blackwell.
- Anselin, Luc, and Anil K. Bera. 1998. “Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics.” In *Handbook of Applied Economic Statistics*, ed. Aman Ullah and David E. A.

- Giles, 237-89. New York: Marcel Dekker.
- Boyreau-Debray, Genevieve, and Shang-Jin Wei. 2004. "Can China Grow Faster? A Diagnosis of the Fragmentation of Its Domestic Capital Market." IMF Working Paper WP04/76.
- Feldstein, Martin, and Charles Horioka. 1980. "Domestic Savings and International Capital Flows." *Economic Journal*, 90(358): 314-29.
- Hashiguchi, Yoshihiro, and Shigeyuki Hamori. 2009. "Saving-Investment Relationship and Capital Mobility: Evidence from Chinese Provincial Data, 1980-2007." *Economics Bulletin*, 29(3): 1986-94.
- Hsueh Tien-tung, and Li Qiang, eds. 1999. *China's Natinal Income, 1952-1995*. Boulder: Westview.
- R Development Core Team. 2009. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna: R Foundation for Statistical Computing. <http://www.R-project.org/>.
- Watanabe, Shinichi. 2006. "The Inter-Provincial Capital Flows in China before and after the Transition to a Market Economy." In *Recovering Financial Systems: China and Asian Transition Economies*, ed. Mariko Watanabe, 69-79. New York: Palgrave.
- van Wincoop, Eric. 2000. "Intranational versus International Saving-Investment Comovements." In *International Macroeconomics*, ed. Gregory D. Hess and Eric van Wincoop, 11-36. Cambridge: Cambridge UP.
- 海南省統計局. 『海南統計年鑑』中国統計出版社.
- 梶谷懐. 2008. 「地域政策：地方政府のインセンティブと地域間の再分配をめぐる」武田康裕・丸川知雄・巖善平編『政策』現代アジア研究 3, 287-309. 慶應義塾大学出版会.
- 国家統計局. 『中国統計年鑑』北京：中国統計出版社.
- 国家統計局国民経済核算司. 2007. 『中国国内生産総値核算歴史資料1952-2004』中国統計出版社.
- 国家統計局国民経済総合統計司. 1999. 『新中国五十年統計資料匯編』中国統計出版社.
- . 2005. 『新中国五十五年統計資料匯編』中国統計出版社.
- 渡邊真理子. 2006. 「行政による配分から市場による調整へ：金融機能の復活のプロセス」今井健一・渡邊真理子『企業の成長と金融制度』シリーズ現代中国経済 4, 156-78. 名古屋大学出版会.

付表 1 SEA モデルの推定結果

	α		β		λ	
	推 定 値	標準誤差	推 定 値	標準誤差	推 定 値	LR
1978	0.3337***	(0.063)	-0.1959	(0.148)	0.4273*	(3.143)
1979	0.3427***	(0.068)	-0.2309	(0.170)	0.3139	(1.666)
1980	0.2811***	(0.043)	-0.1095	(0.101)	0.5061**	(4.002)
1981	0.2266***	(0.033)	-0.0263	(0.076)	0.5458**	(4.213)
1982	0.2828***	(0.039)	-0.0952	(0.099)	0.4063	(2.687)
1983	0.2969***	(0.040)	-0.0972	(0.089)	0.5974***	(7.195)
1984	0.3180***	(0.038)	-0.0970	(0.087)	0.5485**	(5.347)
1985	0.3717***	(0.056)	-0.1241	(0.128)	0.5653**	(5.884)
1986	0.3429***	(0.050)	-0.0379	(0.122)	0.4928*	(3.838)
1987	0.3038***	(0.059)	0.0658	(0.146)	0.4040	(2.597)
1988	0.2159***	(0.059)	0.2630*	(0.135)	0.6345***	(7.418)
1989	0.1506***	(0.062)	0.3301**	(0.149)	0.5952**	(6.174)
1990	0.1464***	(0.054)	0.3326**	(0.130)	0.5256**	(4.765)
1991	0.2218***	(0.050)	0.1770	(0.121)	0.4544*	(3.382)
1992	0.2217***	(0.055)	0.2273*	(0.130)	0.2067	(0.532)
1993	0.2150***	(0.069)	0.3528**	(0.160)	0.0423	(0.020)
1994	0.1650**	(0.074)	0.4726***	(0.171)	-0.0609	(0.041)
1995	0.1774**	(0.070)	0.4138**	(0.163)	0.0620	(0.039)
1996	0.2705***	(0.068)	0.2019	(0.160)	0.2234	(0.520)
1997	0.3459***	(0.070)	0.0367	(0.155)	0.5279**	(4.332)
1998	0.3953***	(0.073)	-0.0254	(0.159)	0.5254**	(4.592)
1999	0.4160***	(0.069)	-0.0890	(0.156)	0.4089*	(2.765)
2000	0.4849***	(0.073)	-0.2388	(0.165)	0.4847*	(3.721)
2001	0.5966***	(0.083)	-0.4730**	(0.187)	0.5464**	(5.207)
2002	0.6629***	(0.091)	-0.5902***	(0.204)	0.5818**	(6.168)
2003	0.6286***	(0.111)	-0.4339*	(0.245)	0.4426*	(3.359)
2004	0.5924***	(0.100)	-0.3072	(0.213)	0.3656	(2.412)
2005	0.5579***	(0.096)	-0.1821	(0.200)	0.2762	(1.541)
2006	0.5499***	(0.096)	-0.1254	(0.196)	0.3193	(2.435)
2007	0.5048***	(0.111)	-0.0068	(0.225)	0.3084	(2.606)

注) LR は $\lambda = 0$ を帰無仮説とする尤度比検定統計量で、自由度 1 の χ^2 分布に従う。*、**と***はそれぞれ10%、5%、1%有意を示す。

付表 2 OLS による推定結果

	α		β	
	推 定 値	標準誤差	推 定 値	標準誤差
1978	0.3571***	(0.056)	-0.2623*	(0.145)
1979	0.3589***	(0.063)	-0.2825*	(0.167)
1980	0.2907***	(0.036)	-0.1556	(0.099)
1981	0.2534***	(0.026)	-0.1238	(0.077)
1982	0.2936***	(0.033)	-0.1465	(0.097)
1983	0.2945***	(0.032)	-0.1137	(0.091)
1984	0.3114***	(0.031)	-0.1040	(0.085)
1985	0.3426***	(0.045)	-0.0918	(0.121)
1986	0.3207***	(0.042)	-0.0178	(0.114)
1987	0.2996***	(0.051)	0.0443	(0.135)
1988	0.2181***	(0.050)	0.2112	(0.129)
1989	0.1677***	(0.051)	0.2452*	(0.134)
1990	0.1513***	(0.044)	0.2907**	(0.117)
1991	0.2148***	(0.043)	0.1675	(0.112)
1992	0.2243***	(0.051)	0.2144*	(0.123)
1993	0.2156***	(0.070)	0.3496**	(0.162)
1994	0.1659**	(0.079)	0.4734***	(0.182)
1995	0.1721**	(0.071)	0.4237***	(0.164)
1996	0.2478***	(0.064)	0.2481	(0.151)
1997	0.2811***	(0.064)	0.1532	(0.150)
1998	0.3424***	(0.066)	0.0559	(0.150)
1999	0.3909***	(0.060)	-0.0513	(0.140)
2000	0.4256***	(0.062)	-0.1250	(0.144)
2001	0.5151***	(0.073)	-0.3120*	(0.170)
2002	0.5792***	(0.081)	-0.4232**	(0.190)
2003	0.5849***	(0.101)	-0.3438	(0.226)
2004	0.5566***	(0.093)	-0.2323	(0.199)
2005	0.5546***	(0.091)	-0.1744	(0.191)
2006	0.5578***	(0.093)	-0.1419	(0.190)
2007	0.5113***	(0.108)	-0.0209	(0.219)

注) *, **と***はそれぞれ10%、5%、1%有意を示す。

付表 3 AIC によるモデルの比較

	AIC _{spatial}	AIC _{ols}
1978	-39.775*	-38.632
1979	-30.520	-30.854*
1980	-61.330*	-59.328
1981	-78.052*	-75.839
1982	-62.502*	-61.815
1983	-73.833*	-68.638
1984	-77.937*	-74.590
1985	-62.753*	-58.869
1986	-64.782*	-62.944
1987	-58.980*	-58.383
1988	-75.594*	-70.177
1989	-75.043*	-70.869
1990	-78.225*	-75.459
1991	-75.366*	-73.984
1992	-66.827	-68.295*
1993	-60.893	-62.873*
1994	-52.256	-54.215*
1995	-57.570	-59.531*
1996	-60.515	-61.995*
1997	-66.164*	-63.832
1998	-66.049*	-63.457
1999	-68.953*	-68.188
2000	-65.387*	-63.665
2001	-60.376*	-57.169
2002	-58.464*	-54.295
2003	-47.968*	-46.609
2004	-52.412*	-52.000
2005	-50.046	-50.505*
2006	-52.399*	-51.964
2007	-50.279*	-49.673

注) *は値が小さかったことを示す。

Post-Reform China's Inter-Provincial Capital Mobility: A Spatial Econometric Estimation of the Feldstein-Horioka Equation

HASHIGUCHI Yoshihiro*

CHEN Kuang-hui**

Abstract

A Feldstein-Horioka test for the degree of China's inter-provincial capital mobility year by year from 1978-2007 is conducted using the spatial error autoregressive (SEA) model, a method of spatial econometrics to take account of spatial dependencies in the error term of an equation, and a data set that reflects the revision of historical national and provincial accounts after the first economic census in 2004. Likelihood ratio tests rejected the null hypotheses of no spatial error correlation in 18 out of 30 years and the Akaike information criteria selected the SEA model over a standard regression model in 23 years, showing the superiority of the spatial econometric method. The two models' estimations of the movement of the saving-retention coefficient, however, do not differ so much. The point estimates of the coefficient are small until the first half of the 1980s. They get large after that and peak in the mid 90s, and then declined again to the level almost same with the one around 1980 (though not significant, they increased again in the 2000s). While the "home bias" problem of capital flows in the post-reform China has been argued strongly, it is very possible that the bias has now almost disappeared.

*Researcher, Graduate School of Economics, Kobe University.

**Professor, Graduate School of International Cooperation Studies, Kobe University.