

本土市场效应及其对中国省间生产和贸易的影响

张帆 潘佐红*

摘要 新经济地理理论强调经济规模是地区贸易和国际贸易的驱动力,这种力量被克鲁格曼称为“本土市场效应”(home market effects)。本文直接从 Fujita, Krugman and Venables (2000) 一文中推导出经验检验模型,并把该模型与 Davis and Weinstein (1996, 1999) 中的经验检验模型联系起来。使用这两个模型和中国 1997 年 31 个省(市、区) 19 个产业的生产、需求和资源禀赋资料,本文检验了中国各省生产和贸易类型到底是由比较优势决定还是由本土市场效应决定的问题。我们发现本土市场效应在决定中国地区间生产和贸易的类型上起着显著的作用。分产业的分析发现 19 个产业中至少有 7 个存在显著的本土市场效应。

关键词 本土市场效应, 比较优势, 规模收益递增

一、引言

有两种现存理论解释了国家或地区之间进行贸易的原因。比较优势理论相信进行贸易是为了利用资源禀赋的差异,而规模收益理论认为进行贸易是为了从专业化和规模经济中获益。被克鲁格曼(Krugman)命名为新经济地理(new economic geography)的最新规模收益递增模型,使研究者能够通过检验本土市场需求对一国的生产和贸易的影响来区分比较优势和规模收益。正如 Davis and Weinstein (1999) 所指出的,在比较优势起作用的世界上,一个对某种产品有着超常需求的国家或地区将进口该产品。相反,在规模收益起作用的世界上,一个对某种产品有着超常需求的国家或地区(由于较高的生产效率)将出口该产品。换句话说,本土的超常需求引起大规模生产和高效率,使该国在满足本土需求之外还能捎带出口。新经济地理理论的这一核心概念被克鲁格曼称为“本土市场效应”(home-market effects)。

中国正在成为世界的主要制造业生产国和许多产品的出口国。目前解释中国在世界贸易中的地位的理论主要是中国在劳动力成本方面的比较优势。如果比较优势是中国在世界贸易中发生作用的唯一原因,随着中国收入和劳

* 张帆,美国纽约市政府;潘佐红,美国西康涅迪格州立大学。通讯作者及地址:Fan Zhang, 138-10 Franklin Ave. 1L, Flushing, NY 11355, USA;电话:001-718-358-3705;E-mail:zhangfan_2001@yahoo.com。本文作者对匿名审稿人表示感谢。

动力成本的提高,中国将逐步丧失其在世界制造业生产和贸易中的地位,就像一些小国已经或即将发生的那样。如果规模收益是另一个原因,就是说如果中国本土市场的需求也对中国的贸易起作用,中国作为世界主要制造业生产国的地位就将持续更长的时间,对世界贸易也将起到不同的作用。此外,廉价劳动力只能解释中国劳动密集型产业的发展,不能解释技术密集型产业的发展(例如计算机信息产业的发展)。本土市场效应则可以解释这一发展。

自 Dixit and Stiglitz (1977) 发表把张伯伦垄断竞争模型规范化的 CES 模型以来,规模收益递增理论已被运用到经济学的不同领域。在 20 世纪 70 年代末和 80 年代初,一些经济学家首先将这一工具应用于国际贸易 (Helpman and Krugman, 1985), 然后应用于经济增长 (Grossman and Helpman, 1991)。一些人把这称为收益递增革命。“新经济地理”理论是这一革命的新的一波。Krugman 1980 年的“本土市场效应”模型说明一国将出口有着相对较大的国内市场的产品。Weder (1995) 把这一结果扩展到规模不同的国家的情况。Krugman 的理论近年由一系列文章所补充和发展,其中包括 Fujita, Krugman and Venables (2000) 合著的《空间经济:城市、地区和国际贸易》。¹

尽管新经济地理理论已经有了长足的发展,检验本土市场效应的经验研究仍然不多。由于规模效应与要素禀赋两种因素在实际中相互交织,经济理论一直受困于无法从经验上将两者严格区分开来。直到克鲁格曼提出本土市场效应的概念以后,人们才可能经验地区分二者的作用。多数已有的经验研究是检验本地供给和需求之间的关系的。例如,Justman (1994) 计算了地区间供给与需求的联系,发现当地供给与需求相关。Davis and Weinstein (1999) 建立了一个包括基本产出比例和超常需求的经验模型,使用日本 1999 年的数据,发现在 19 个制造业部门中,有 8 个(包括交通运输工具、钢铁、电气设备和化工等)存在本土市场效应。这一结果与这两位作者 1996 年研究的结果相反,在那个研究中,他们使用 1985 年 OECD 国家的国际贸易数据,没有发现显著的经济地理效应。

Weder (1998) 使用美国—英国 26 种产品在 1970—1987 年的贸易资料,发现相对需求与净出口之间存在正相关关系,支持本土市场假说。Feenstra 等人 (1998) 使用自由进入、不完全竞争和无差异产品市场模型检验了 1970、1975、1980、1985 和 1990 年大样本国家的双边贸易资料,发现了本土市场效应。Trionfetti (1998) 检验了 6 个欧洲国家 18 个制造业部门 1985 年的资料。他使用投入产出矩阵衡量了本土偏差支出,使用产出份额对本土偏差支出份额的反应区分了规模递增—垄断竞争行业和规模不变—完全竞争行业,发现 6

¹ 杨小楷和黄有光等人在多篇论文和著作中从另一个角度强调了分工对贸易的作用。

个部门属于前者，9个部门属于后者。更近些时候，Head and Ries (2001) 使用1990—1995年3位代码资料，建立了加拿大和美国之间差异化产品贸易的两个不同的模型（规模收益递增和规模收益不变的国家产品差异化模型），并发现了支持国家产品差异化的具有决定性意义的证据。Brühlhart and Trionfetti (2001) 建立了基于需求存在本土偏差的假设的判别标准。他们对22个OECD国家1970—1985年的29个产业进行了假说检验，发现17个产业与规模收益递增模式有关。Feenstra, Markusen and Rose (2001) 使用引力模型估算了各国出口的收入弹性。他们的结果支持本土市场效应关于差异性产品的出口的收入弹性比单一性产品大的假设。Weder (2003) 用相对出口来定义本土市场效应，认为一国倾向于出口本土市场效应较强的产品，这一关系增加了规模经济的作用。他使用美国—英国资料进行的检验，支持其假设：产业的规模经济越大本土市场效应越大。Hanson and Xiang (2004) 使用引力模型区分了内生性偏差和差异性偏差。他们关于本土市场效应的假设是，大国出口较多的运输成本高、规模经济强的产品。他们用两国对第三国的出口来检验这一假设并在高运输成本行业找到了证据。

从地理角度研究中国产业增长的文献与日俱增。Bao, Chang, Sachs and Woo (2002) 使用了包含外商直接投资和农村剩余劳动力流动的地区增长模型，分析了地理因素对中国地区经济增长的影响。Brun, Combes and Renard (2002) 和 Batisse (2002) 从地理和部门的角度，研究了经济发展的外溢效应。

二、理论框架

本文的经验研究基于 Krugman (1980) 和 Fujita, Krugman and Venables (以下简称 FKV, 2000) 所建立的理论。经过微小的修改，我们从 FKV 中推导出本文使用的一个模型。使用该模型，我们辨别出 FKV 理论与 Davis and Weinstein (1996 和 1999) 经验检验模型之间的关系。FKV (2000) 给出了经济地理模型的一个规范形式，并通过以下步骤推导出了本土市场效应。

消费者问题是在预算约束下使代表性消费者对制成品 M 和农产品 A 的效用函数最大化：

$$U = M^{\mu} A^{1-\mu} = \left[\int_0^n m(i)^{\rho} di \right]^{\mu/\rho} A^{1-\mu},$$

式中 m 为每一个制造业差异品的消费， μ 为制造业制成品的支出份额， ρ 为对差异品的偏好强度， n 为差异品的数量。差异品之间的替代强度为 $\sigma = 1/(1-\rho)$ 。消费者问题分两步解决。第一，在消费者问题的下层，选择 m 使得 M 的成本最小化，解出对 m 的需求。第二步，在消费者问题的上层，选择 A 和 M 使效用最大化。

FKV 然后假定运输成本为“冰山”类型,这意味着如果产品从 r 地运输到 s 地,只有 $1/T_{rs}$ 部分到达,其余部分在运输途中损失掉了,因此交货价格等于出厂价格乘以 T_{rs} 。这样,物价指数就成为所有地点的价格和运输成本的函数。

给定固定投入 F ,制成品所需要的边际投入 c^M ,地点 r 的制成品价格 p_r^M 和地点 r 的制成品数量 q_r^M ,一家在地点 r 生产特定差异品的企业在物价指数 G 和工资率 w_r^M 既定的条件下,选择其价格使利润最大化:

$$\pi_r = p_r^M q_r^M - w_r^M (F + c^M q_r^M).$$

假定进入和退出是自由的,零利润条件隐含着任何企业的均衡产出 q^* 、任何企业的均衡劳动投入 l^* 和地点 r 生产的差异品的数量 n_r 的解。FKV 接着导出了位于地点 r 的一家企业的价格和工资方程。在作出一些标准化假设以后,FKV 以更便利的形式写出了价格和工资方程。这些方程是:

$$G_1^{1-\sigma} = \frac{1}{\mu} [L_1 w_1^{1-\sigma} + L_2 (\omega_2 T)^{1-\sigma}],$$

$$G_2^{1-\sigma} = \frac{1}{\mu} [L_1 (\omega_1 T)^{1-\sigma} + L_2 w_2^{1-\sigma}],$$

$$w_1^\sigma = Y_1 G_1^{\sigma-1} + Y_2 G_2^{\sigma-1} T^{1-\sigma},$$

$$w_2^\sigma = Y_1 G_1^{\sigma-1} T^{1-\sigma} + Y_2 G_2^{\sigma-1}.$$

式中 Y 为收入或需求, L 为制造业工人的人数,下标表示国家 1 或国家 2,由于关注点仅集中于制造业,上标 M 被去掉。在对称均衡点周围对物价指数和工资做全微分,并定义一个新变量 $Z \equiv \frac{1-T^{1-\sigma}}{1+T^{1-\sigma}}$,它是贸易成本的指数,其值在 0 和 1 之间,FKV 得到了本土市场效应如下:

$$\left[\frac{\sigma}{Z} + Z(1-\sigma) \right] \frac{dw}{w} + Z \frac{dL}{L} = \frac{dY}{Y}. \quad (1)$$

FKV 指出假定对制造业的劳动供给是完全有弹性的 ($dw=0$),那么“对制造业需求的 1% 的变动 (dY/Y) 引起就业 dL/L 的 $1/Z\%$ (>1) 变动,从而造成制造业生产的变动”。²

遵循 FKV 的一些标准化假定,本文作者将 (1) 式转换为产出变动与需求变动的关系(推导详情请参看附录):

$$\left[\frac{\sigma}{Z} + Z(1-\sigma) \right] \frac{dw}{w} + Z \frac{dX}{X} = \frac{dY}{Y}, \quad (2)$$

式中 $X = nq^*$ 为某一地点的制成品总产出。

² FKV(2000),第 45—58 页。

使用以上模型，本文作者发现了 FKV 理论与 Davis and Weinstein (1996 和 1999) 经验检验模型之间的联系。在等式两边乘以产出 X ，然后加上平均产出 \bar{X} ，并假定 $d\omega/\omega$ 等于零，给出：

$$\bar{X} + dX = \bar{X} + \frac{1}{Z} \frac{dY}{Y} X. \quad (3)$$

(3) 式说明，平均产出加产出的变动是平均产出加需求的超常成分 (idiosyncratic components of demand) 的变动 (偏差) 的函数。这一关系与 Davis and Weinstein (1999) 中的 (4) 式表示的关系相似，区别仅在于他们使用了 dY 而不是 dY/Y 。

三、模 型

本文检验的两个假设是：(1) 一国的需求是决定其生产和贸易的因素；(2) 一国所有的生产和贸易都是由资源禀赋决定的。分析的设计是基于 Helpman (1981) 所建立的框架，在该框架中资源禀赋决定一国的部门结构，而在产业层次内部需求决定生产和贸易。这里部门是由产业组成的。

经典比较优势理论的一个典型的模型是 Heckscher-Ohlin 模型，它使用一国的资源禀赋来解释其产出。假定有 R 个地区， N 个部门，部门 n 有 G_n 个产业，产业的数量等于禀赋的数量。假定把要素映射为产出的矩阵为 Ω ，产业 g 的产出由禀赋决定：

$$X_g^{nr} = \Omega_g^n E^r. \quad (4)$$

式中 X_g^{nr} 是部门 n 产业 g 在地区 r 的产出， E^r 是地区 r 的要素禀赋向量， Ω_g^n 是矩阵 Ω 相应的行。

本文将选择与上述经典 Heckscher-Ohlin 模型不同的研究路线。本文的基本检验策略取自 Davis and Weinstein (1996, 1999)，而主要检验模型是本文作者由 FKV (2000) 推导得出。

在部门层次，我们通过估算以下 Heckscher-Ohlin 模型检验上述假设，在模型中资源禀赋决定部门的生产结构：

$$X^{nr} = \sum_{g=1}^{G_n} X_g^{nr} = \Omega^n E^r. \quad (5)$$

式中 X^{nr} 为地区 r 部门 n 的产出向量， E^r 为地区 r 的要素禀赋向量，而 Ω^n 是一个 $N \times N$ 矩阵，该矩阵将要素禀赋映射为部门 n 的产出。注意 (4) 式与 (5) 式的区别在于 (4) 式是在产业层次而 (5) 式是在部门层次。

在产业层次，我们将检验生产由本土市场效应决定的假设。我们将使用本文作者根据 FKV 的理论模型推导出的经验版本 (即本文的 (3) 式或模型

I) 和 Davis and Weinstein 的模型(模型 II)。

在模型 I 中, 我们使用 $\gamma_g^{nr} = X_g^{nr} / X^{nr}$ 来衡量部门 n 地区 r 产业 g 的产出份额, 使用 $\delta_g^{nr} = Y_g^{nr} / Y^{nr}$ 来衡量部门 n 地区 r 产业 g 的需求份额, 其中 X_g^{nr} 表示部门 n 地区 r 产业 g 的产出, X^{nr} 表示地区 r 部门 n 的产出; Y_g^{nr} 是对部门 n 地区 r 产业 g 的需求, Y^{nr} 表示地区 r 部门 n 的需求。这样 $(\gamma_g^{nr} - \gamma_g^{nROC}) / \gamma_g^{nROC}$ 和 $(\delta_g^{nr} - \delta_g^{nROC}) / \delta_g^{nROC}$ 就表示地区 r 产业 g 对部门 n 在其他地区的平均值的百分比偏离, 式中 ROC 表示中国其他地区。我们于是把模型 I 的经验检验版本定义如下:

$$\frac{\gamma_g^{nr} - \gamma_g^{nROC}}{\gamma_g^{nROC}} = a + b_1 \frac{\delta_g^{nr} - \delta_g^{nROC}}{\delta_g^{nROC}} + b_2 \frac{L^r - L^{nROC}}{L^{nROC}} + b_3 \frac{K^r - K^{nROC}}{K^{nROC}} + \epsilon_g^{nr}. \quad (6)$$

式中 L 表示劳动禀赋, K 表示资本禀赋。在实际估算中, 我们使用了两个劳动禀赋变量, 中学以上教育程度劳动力和其他劳动力。等式左边是产出对中国其他地区 and 产业的平均值的相对偏离, 它是等式右边第 2 项需求对不同地区不同产业平均值的相对偏离的函数。为了避免变量遗漏偏差, 我们把劳动和资本的偏离也包括在模型中, 这可以看作要素禀赋的 Rybczynski 效应(如果一国的要素集聚比世界其他地区更迅速, 该国的产出和出口将向该要素集约的产业转移)。

我们把模型 I 与 Davis and Weinstein 的模型进行了比较, 后者在本文中编号为模型 II。模型 II 的形式完全来自 Davis and Weinstein (1999)。它假设某地区某产业的基本产出份额与该产业在所有其他地区的平均份额相同。 $\gamma_g^{nROC} = X_g^{nROC} / X^{nROC}$ 被用于衡量部门 n 产业 g 在中国其他地区的平均产出份额。在产出的这一基本份额之上, 产业的产出受需求的超常成分的影响而调整。这样, 地区 r 与中国其他地区的需求偏离 $\delta_g^{nr} - \delta_g^{nROC}$ 被用于衡量需求的超常成分。如果所有地区对某产业产出的需求份额相同, 该产业的这一项就为 0。如果某部门中的某产业的需求有较大的份额, 这一项就是正的。这样经济地理成分就在产业层次被嵌入 Heckscher-Ohlin 模型:

$$X_g^{nr} = \alpha_g^n + \beta_1 \gamma_g^{nROC} X^{nr} + \beta_2 (\delta_g^{nr} - \delta_g^{nROC}) X^{nr} + \Omega_g^n E^r + \epsilon_g^{nr}, \quad (7)$$

式中 X_g^{nr} 是部门 n 产业 g 在地区 r 的产业产出, γ_g^{nROC} 是部门 n 产业 g 在中国其他地区的产出份额, δ_g^{nr} 和 δ_g^{nROC} 分别是产业 g 在地区 r 和中国其他地区的需求份额, Ω_g^n 是 Ω^n 相应的行, E^r 表示地区 r 的禀赋向量。右边第 2 项是产业 g 在地区 r 的产出的基本份额, 它反映了其他地区每一产业生产同样的相对份额的倾向。第 3 项衡量一地区需求偏离的影响, 第 4 项衡量禀赋的影响, 在具体估算中, 我们使用了劳动力和资本存量两种禀赋。

模型 I 中的参数 b_1 (6 式) 和模型 II 中的 β_2 (7 式) 在假设检验中起着关键作用, 因为经济地理框架预测生产对需求变动的正反应将大于 1 比 1。当 b_1

或 β_2 等于 0 时, 我们处于无摩擦的比较优势的世界上, 在这个世界上无运输成本。如果 b_1 或 β_2 在 0 与 1 之间, 我们处于一种比较优势的世界上, 其中运输成本将影响生产地域分布, 但不存在规模经济。如果 b_1 或 β_2 大于 1, 则存在本土市场效应, 它影响生产的地域分布。

四、数 据

我们使用 1997 年中国 31 个省的产出、中国全国投入产出表和分省消费和投资数据, 建立了各省的投入产出表并计算出 31 个省 19 个产业的直接和间接需求。已知数据为各省分行业产出、GDP, 我们根据已知的分省分产品消费支出换算得到按投入产出分类划分的分行业消费支出 (计算方法见本节消费部分)。剩余部分 (间接需求、投资和净出口): 根据已知 GDP 和消费数据计算出各省投资和净出口总额, 用该总额和全国投入产出表投资和净出口系数估算了各省投资和净出口数额。各省各行业间接需求则由分省分行业直接需求和全国投入产出矩阵间接需求系数得出。

本文使用的分省分行业产出资料来自 China State Statistical Bureau and Euromonitor/Soken (2000) 346 页。各省 GDP、消费、投资数据分别来自国家统计局《1998 年中国统计年鉴》第 63、第 333 和第 196 页。各省总需求由消费、投资和中间需求相加而成。使用这些数据, 我们计算了 (6) 式和 (7) 式所需要的产出、禀赋和需求比率。

(一) 地区

31 个省的产出、GDP、消费原始数据来自中国国家统计局 (1998) 和 China State Statistical Bureau and Euromonitor/Soken (2000)。地区产出、GDP 数据直接来自以上统计资料, 城乡总消费数据由作者把按消费种类分类转换为按投入产出分类, 再把城乡住户平均数据用城乡住户数加权计算得出, 详见本节消费部分。附录表 A4 显示了各省生产和需求的份额。

(二) 产业分类

在回归分析中使用了 19 个投入产出产业分类, 所有产业都是在制造业和公用事业部门中。在计算中间和最终需求时使用了 26 个产业分类 (包括 21 个制造业—公用事业产业, 以及农业、建筑业、运输业、商业和服务业, 见附录表 A2)。在计算需求时, 40×40 投入产出表被加总为 26×26 表, 后者包括 21 个制造业—公用事业产业, 以及 5 个非制造业—公用事业产业 (农业、建筑业、运输业、商业和服务业, 这些产业实际上是以部门分组的)。在回归中由于数据遗缺, 又去掉了 2 个制造业部门, 因此在回归中共使用了 19 个制造业—公用事业部门。

(三) 最终需求

31个省1997年城乡居民消费数据来自中国国家统计局(1998)第317页、第333页。按消费种类分类的各省城乡居民家庭消费支出数据,被作者换算为按26个投入产出产业分类(消费种类分类与投入产出分类的对照和分配比例请参看附录表A6和A7)的消费数据。用各省1997年城乡住户数加权,各省的城乡居民家庭平均消费被加总为各省总消费。加权的计算式为

$$C_{ij} = w_{uj}C_{uj} + w_{rj}C_{rj},$$

式中, C_{ij} 为 i 产业 j 省总消费, C_{uj} 为 i 产业 j 省城镇居民家庭平均消费, C_{rj} 为 i 产业 j 省农村居民家庭平均消费, w_{uj} 为 j 省城镇住户数, w_{rj} 为 j 省农村住户数。

1997年各省总投资数据来自中国国家统计局(1998)第196页。以全国投入产出表中的固定投资系数为权数,每一个省的总投资数据被加权分摊到26个产业(回归分析使用了其中19个产业的数据)。这里的假设是各省投资的构成是相同的,现实中各省投资的构成可能不同(例如一些省投资中建筑材料较多,另一些省投资中机器设备较多)。然而,由于没有各省投资实物构成的资料(即使在1997年全国工业普查资料中,可以得到每一企业的投资资料,但仍然没有该企业的投资构成的资料),我们只能使用全国投入产出表投资构成资料作为权数。这样做可能产生偏差,尽管各省的投资总量是不同的,但各行业在不同省间的变动可能被缩小。

固定资本存量是用永续盘存法³和1989—1997年的投资数据计算的,计算中假定5%年折旧率并使用工业出厂价格指数把数据换算成1997年价格。计算公式为

$$I_t = i_t/P_t,$$

$$K_t = \sum_{T=0}^{t-1989} I_{t-T}(1-d)^T,$$

式中, I_t 为按1997年价格计算的投资, i_t 为按当年价格计算的 t 年投资, P_t 为 t 年工业出厂价格指数, I_{t-T} 为以1997年价格计算的 $t-T$ 年投资, K_t 为 t 年资本存量, d 为折旧率, $t=1997$ 。

(四) 中间需求

各省各产业的中间需求总额是用全国直接投入矩阵和来自 China State Statistical Bureau and Euromonotor/Soken (2000) 的分省分产业的产出值计

³ 这一方法从各时期总投资中减去折旧然后加总得到资本存量。

算得到的。地区 r 的中间需求向量为 $INP^r = AX^r$ ，式中 A 为直接投入矩阵， X^r 为地区 r 的总产出向量。这里假设各省所使用的技术是相同的。现实中各省使用的技术可能不同，因此这样做可能减少各省中间需求的差别。由于没有各省投入产出系数资料，我们只能使用全国直接投入矩阵。

各省各产业的最终需求由中间需求、消费和投资加总得出。

（五）要素禀赋

各省劳动禀赋由两个变量表示： L_H 为大学和中学教育程度劳动力， L_L 为其他劳动力。根据国家统计局《中国统计年鉴》15—64 岁人口和从业人员受教育程度构成⁴ 计算，资本禀赋使用永序盘存法计算，如本节最终需求部分所述。

五、有关计量经济学的一些问题

如果直接估算上述模型，存在 3 个潜在的计量经济学问题。只有解决了这些问题以后，我们才能得到无偏、一致和有效的估算结果。

模型 II（7 式，Davis and Weinstein 模型）的一个问题是，部门产出 X^m 依赖于部门内的产业产出 X_g^m ，因此在回归式中自变量与误差项相关，违反高斯假设（Gaussian assumptions）。这使标准 OLS 回归不可能把自变量对因变量的影响孤立出来。按照 Davis and Weinstein（1999）的做法，我们使用从要素禀赋估算而来的工具变量来解决这一问题。检验结果表明工具变量与 X^m 强烈相关，而工具变量与误差项相关度很小。

另一个潜在的问题是序列相关（serial correlation）或空间自相关（spatial autocorrelation），这是由于回归是基于产业层次的关系，这些产业有许多是来自同一部门或同一地区。很可能有一些共同的因素影响不同产业的产出，例如利率、技术、地方法规和政策等，这些因素在方程中被省略。它们的影响以及经济状况都反映在残差项中。这导致横截面残差项的相关，违背了无序列相关的高斯假设。在这种情况下，尽管标准的 OLS 估算是无偏和一致的，但不再是有效的了。我们于是使用似不相关回归（Seemingly unrelated regression, SUR）方法来解决这个问题。在使用该方法时，我们假定两种情况：（1）产出关系在产业层次有一个共同的参数向量；（2）完全没有对参数的限制，每个产业有自己的参数。

第三个问题是异方差性（heteroskedasticity），这是由于数据的横截面性质所引起。模型表示的产业的产出关系可能依产业和地区的不同而不同。例

⁴ 国家统计局，《中国统计年鉴》1998 年，表 4-7，表 5-31。

如,在大的地区和部门这种关系可能表现较大,产业的产出可能更多地受其他因素(例如经济规模、城市化水平、基础设施)的影响,可能更少与禀赋和地域经济相关。换句话说,大地区的变动可能更大,小地区的变动可能较小。于是就出现了异方差性的问题。解决这一问题的通常做法是使用加权最小二乘法(weighted least squares method, WLS), Davis and Weinstein (1996, 1999)的研究就使用了这一方法。然而,加权最小二乘法不能同时解决序列相关问题。由于这两个问题都与方差-协方差矩阵的结构有关,我们可以使用一般最小二乘法(Generalized Least Squares, GLS)来解决这一问题。我们使用的一般最小二乘法的具体形式是似不相关回归模型。在误差项方差的函数形式已知的情况下,加权最小二乘法可能优于一般最小二乘法。在误差项方差的函数形式未知的情况下,一般最小二乘法是较好的选择。因此,本文的经济地理模型估算都采取了似不相关回归,对要素禀赋模型的估算仍采用加权最小二乘法。

六、估算结果

基于前述理论框架,本文的计量经济学估算在产业和部门两个层次上进行。假定资源禀赋决定了一国或地区更广泛的部门结构,而垄断竞争和规模经济决定了产业结构,我们进行了两组检验。Davis and Weinstein 在其研究的一个版本中(Davis and Weinstein, 1996)把部门定义为3位代码、产品为4位代码(他们的产品相当于本文的产业)。在另一个版本(Davis and Weinstein 1999, 分析日本的数据)中,他们选择2位代码的19个部门(相当于本文的产业)。在本文中,我们把产业定义在2位代码,因为这是可以得到的中国生产和需求详细数据的最低层次。我们根据部门划分的传统方法,把产业组织成4个部门,非耐用品、材料相关产品、耐用品和公用事业。4个部门的产业构成见附录表A3。

(一) Heckscher-Ohlin 型比较优势

我们首先通过估算 Heckscher-Ohlin 模型(在该模型中假定要素禀赋决定部门的生产结构)在部门层次检验了上述假设。在模型中我们使用了中学以上教育程度劳动力(L_H)和其他劳动力(L_L)两个劳动禀赋变量,并把资本存量作为资本禀赋变量。由于模型中劳动禀赋的很多参数不显著,我们进一步优化模型,使用了人均资本禀赋作为自变量,估算了人均产出—人均资本模型。

表1列出了估算结果。表1中报告的结果在一定程度上支持要素禀赋决定部门结构的假说。在 Heckscher-Ohlin 模型中4个部门的资本禀赋的影响都在1%的水平上显著,而劳动禀赋在所考察的8种情况下5种是负号,在7种

情况下不显著。我们认为一些劳动力要素系数的负号可以解释为，一些落后省份的劳动力资源相对较多，这些省份很多产业的产出却相对较少。就是说，落后省份的劳动生产率相对较低，因此劳动的系数为负。而资本禀赋的情况则不同，落后省份的资本相对较少，产出也相对较少，因此资本系数的符号为正。Davis and Weinstein (1999) 使用日本资料对本土市场效应的研究中，大学教育程度劳动力、非大学教育程度劳动力变量在 6 个产业组 12 种情况中，有 5 种情况是负号。Jorgenson 等人 (1987) 在计算美国 1949—1979 年分产业产出增长模型时，劳动投入的符号在 51 个产业中有 13 个为负。因此，劳动力禀赋为负号的情况是可能的。我们使用了加权最小二乘法来解决异方差性的问题。因此总产出的总变动应该不包含地区的不同规模的影响，只包括禀赋或随机因素的变动的的影响。在两种情况中要素禀赋解释的变动超过 50%，在其他两种情况中超过 40%。

表 1 要素禀赋对部门生产的影响

	大中学生 (L_H)	其他适龄人口 (L_L)	资本	经调整的 R^2
Heckscher-Ohlin 模型				
部门 I	-0.001	0.007**	0.039**	0.601
非耐用品	(0.002)	(0.003)	(0.005)	
部门 II	0.002	-0.0003	0.027**	0.401
材料相关产品	(0.002)	(0.0025)	(0.004)	
部门 III	-0.001	-0.001	0.039**	0.529
耐用品	(0.002)	(0.002)	(0.004)	
部门 IV	0.002	-0.001	0.006**	0.406
公用事业	(0.001)	(0.001)	(0.002)	
人均资本				
人均资本模型				
部门 I	0.022**			0.392
非耐用品	(0.002)			
部门 II	0.027**			0.254
材料相关产品	(0.003)			
部门 III	0.033**			0.518
耐用品	(0.002)			
部门 IV	0.004**			0.096
公用事业	(0.001)			

注：WLS 回归。在 Heckscher-Ohlin 模型中，因变量是产出。在人均资本模型中因变量是人均产出，自变量是适龄劳动人口平均资本存量，参数下方括号内为标准差。* 表示 5% 显著，** 表示 1% 显著。变量 G (国有企业产值占全国的百分比) 也在两个模型中用作自变量以控制政府在各省干预程度的不同。

为了解决很多劳动力禀赋参数不显著的问题，我们进一步估算了以人均 (劳动力平均) 资本禀赋为自变量、人均产出为因变量的模型，在 4 个产业组

中,人均资本禀赋的符号都为正,且都显著。然而,经调整的 R^2 有所下降。

(二) 本土市场效应

我们接下来检验了本土市场效应,该效应基于生产是由经济地理在产业层次决定的假定。根据前面的理论,本土市场效应由相对于其他地区的需求超常变动对生产变动大于1比1的关系来表示。用横轴表示一地区一部门一产业的需求份额的百分比偏离,纵轴表示该地区该部门该产业生产份额的百分比偏离。如果存在本土市场效应,数据点的回归线的斜率应当大于1。使用所有样本的实际的回归线的斜率大于1。

我们首先用一个纯粹经济地理模型检验了假设,然后在经济地理模型中加入劳动和资本禀赋,观察结果是否稳定(robust)。我们使用了模型 I (6式)、模型 II (7式)及其变型来比较结果。表2列出了使用所有产业数据(全部样本)估算的结果。

表2 本土市场效应对生产的影响

	模型 I-1	模型 I-2		模型 II-1	模型 II-2
$(\delta_g^{nr} - \delta_g^{nROC}) / \delta_g^{nROC}$	1.088** (0.039)	1.054** (0.016)	$(\delta_g^{nr} - \delta_g^{nROC}) X^{nr}$	1.343** (0.019)	1.320** (0.021)
			$\gamma_g^{nROC} X^{nr}$	0.947** (0.017)	0.920** (0.019)
$\frac{dL_H}{L_H^*}$		0.032 (0.021)	L_H		0.0004** (0.0001)
$\frac{dL_L}{L_L^*}$		-0.021 (0.016)	L_L		-0.001** (0.0001)
$\frac{dK}{K^*}$		0.041** (0.010)	K		0.001** (0.0003)
样本	589	589	样本	589	589

注:似不相关回归。因变量在模型 I 中为产业的产出份额的百分比偏差,在模型 II 中为产业的产出。参数下方括号内为标准差。

超常需求的参数显示出强烈的本土市场效应,在模型 I 和模型 II 中该参数显著且大于1。在模型 I-1 (作者直接从 FKV 中推导出的模型)中,产出份额的百分比偏离受需求份额的百分比偏离的正向影响,参数为1.088。在模型 II-1 (Davis 和 Weinstein 的模型)中,对于一个特定地区,除同中国其他地区同样的趋势之外($\gamma_g^{nROC} X^{nr}$ 项),一个产业的产出还受其自身需求($(\delta_g^{nr} - \delta_g^{nROC}) X^{nr}$ 项)的影响。在规模收益递增的情况下,当这一需求比中国其他地区强时,需求增加与产出增加的比例大于1 (参数为1.343),导

致该地区生产从而出口的增加（把超出本土需求的产出看作出口）。本土市场效应就是以这种方式促进了贸易的增长。

如（6）式和（7）式那样把 Heckscher-Ohlin 和 Rybczynski 模型嵌入经济地理模型（表 2 中模型 I-2 和模型 II-2）并没有改变上述结果。实际上我们在有禀赋和无禀赋的模型 I 和模型 II 中几乎分别得到了同样的超常需求参数。⁵在两个模型之间超常需求的参数有所不同，原因有二：第一，模型 II 使用了需求的绝对偏离（ $\delta_g^{nr} - \delta_g^{nROC}$ ），而模型 I 使用了需求的相对偏离（ $(\delta_g^{nr} - \delta_g^{nROC})/\delta_g^{nROC}$ ）。第二，模型 II 的估算受工具变量 X^{nr} 构造的特定方式影响，而模型 I 不受这一因素的影响。

使用全部样本的检验中，本土市场效应假设得到了证明，但 Heckscher-Ohlin 假设也没有被拒绝。这是由于全部样本中，一些产业的产出主要由本土市场效应决定，另一些产业的产出主要由要素禀赋决定。因此我们进一步在产业层次上进行了估算。

在产业层次里，我们对每一个产业进行了估算。表 3 报告了估算结果。寻找超常需求的参数显著大于 1 的产业，表 3 中的模型 II-2 显示了本土市场效应集中在所考察的 19 个产业中的 12 个。它们是食品制造、纺织、木材及家具、石油加工、化学工业、非金属矿产品、金属冶炼、机械、运输设备、电气设备、电子及通讯设备以及其他制造业。在模型 II-2 中，我们发现 8 个产业有显著的本土市场效应：纺织、木材及家具、化学工业、金属冶炼、运输设备、电子及通讯设备、仪器以及其他制造业产品。公用事业部门（第 24、25、26 产业）通常是政府垄断，因此最不可能显示本土市场效应的市场结构。如果除去公用事业部门，在两个模型 16 个产业中有 7 个产业在两个模型中都显示了强烈的本土市场效应。⁶

表 3 分产业的估算结果

产业 编码	产业 名称	本土市 场效应	模型 I-2		模型 II-2		样本
			$(\delta_g^{nr} - \delta_g^{nROC})/\delta_g^{nROC}$	调整的 R^2	本土市 场效应	调整的 R^2	
6	食品制造	**	1.233** (0.101)	0.733	0.261* (0.158)	0.810	31
7	纺织	**	1.229** (0.109)	0.376	** 3.161** (0.131)	0.902	31

⁵ 嵌入经济地理模型中的要素禀赋的参数传达了含混的信息。资本是非常显著的，但劳动的符号在很多情况下是不显著的。这与我们对要素禀赋的发现（表 1）是一致的。其理论含义可以解释为比较优势的某种证据。

⁶ 在两个模型都显示强烈的本土市场效应的 7 个产业中，5 个与 Davis and Weinstein (1999) 用日本数据研究地区间的经济地理效应的研究相同。这 5 个产业是纺织、化学工业、金属冶炼（钢铁）、电子设备及运输设备。

(续表)

产业 编码	产业 名称	本土市 场效应	模型 I -2		模型 II -2		样本	
			$(\delta_g^{nr} - \delta_g^{sROC}) / \delta_g^{sROC}$	调整的 R^2	本土市 场效应	$(\delta_g^{nr} - \delta_g^{sROC}) X^{nr}$		调整的 R^2
8	服装		-0.406** (0.142)	0.536		-2.309** (0.192)	0.878	31
9	木材及 家具	**	3.587** (0.119)	0.815	**	1.438** (0.096)	0.747	31
10	造纸		0.080 (0.134)	-0.116		0.158** (0.034)	0.882	31
11	石油加工	**	2.427** (0.392)	0.161		0.915 (0.647)	0.551	31
12	化学工业	**	2.824** (0.140)	0.726	**	3.136** (0.169)	0.845	31
13	非金属 矿产品	**	1.720** (0.146)	0.261		-0.170** (0.062)	0.888	31
14	金属冶炼	**	1.957** (0.087)	0.660	**	2.832** (0.087)	0.941	31
15	金属制品		0.841** (0.367)	0.632		-2.666** (0.322)	0.892	31
16	机械	**	3.445** (0.333)	0.461		-0.520** (0.240)	0.874	31
17	运输设备	**	4.193** (0.245)	0.716	**	3.964** (0.356)	0.680	31
18	电气设备	**	1.086** (0.454)	0.560		-0.795 (0.495)	0.935	31
19	电子及 通讯设备	**	2.745** (0.095)	0.911	**	2.898** (0.212)	0.969	31
20	仪器		0.387 (0.534)	0.413	**	1.100** (0.515)	0.954	31
22	其他 制造业	**	1.474** (0.187)	0.357	**	3.846** (0.452)	0.913	31
24	电力		-0.133 (0.121)	0.057		-3.177** (0.375)	0.870	31
25	煤气		0.258 (0.422)	0.079		0.291** (0.032)	0.839	31
26	自来水		-0.469** (0.236)	-0.016		0.329** (0.075)	0.927	31

注：似不相关回归。因变量在模型 I 中为产出的百分比变动，在模型 II 中为产出。L 和 K 作为自变量被包括在模型中。参数下方括号内为标准差。

七、结 论

在本文中，我们从 Fujita, Krugman and Venables (2000) 中推导出用于对本土市场效应进行经验检验的模型，并且把它与 Davis and Weinstein (1996 和 1999) 中的经验检验模型相联系。我们使用这两个模型来检验中国各省生产和贸易类型是否是由本土市场效应造成的。

我们对中国的地区生产和需求类型的研究使用 1997 年中国 31 个省 19 个产业的生产、需求和要素禀赋的数据。结果显示本土市场效应是决定中国省间生产和贸易结构上的重要因素。我们发现一些产业的产出主要是由本土市场效应决定的，另一些产业的产出主要是由要素禀赋决定的。根据模型 I-2 和模型 II-2 的估算，本土市场效应至少集中在 7 个产业上，它们是：纺织、木材及家具、化学工业、金属冶炼、运输设备、电子及通讯设备以及其他制造业。在某种程度上，我们的发现与 Davis and Weinstein (1999) 是一致的，他们在日本的地区贸易模式中发现对本土市场效应的强烈支持。

从这些结果中可以引申出一个政策含义。对于那些发现强烈的本土市场效应的部门，把产业从中心（高需求）向边缘（低需求）转移是很困难的，成本也很高。这些产业集中在耐用品部门中的运输设备、电子及通讯设备，非耐用品部门中的纺织。这些产业的未来布局可能更多地遵循需求的分布而不是要素禀赋的分布。这意味着这些产业在地域上将集中在对其产品高需求的地区。政府在制定地区产业政策时应当考虑产业的本土市场效应的强度，以取得资源配置的最大效率。

附 录

根据 FKV (2000) 的理论对 2 式的推导：

我们从物价指数 (FKV2000 的 4.34 式) 开始推导：

$$G_r = \left[\sum_{s=1}^R n_s (p_s^M T_{sr}^M)^{(1-\sigma)} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} = \left[\frac{1}{\mu} \sum_{s=1}^R L_s^M (\omega_s^M T_{sr}^M)^{(1-\sigma)} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}},$$

式中 n_s 为地点 s 的差异品 (或企业) 的数量， p_s^M 为在地点 s 生产的差异品的价格， T_{sr}^M 为从地点 s 到 r 的运输成本， L_s^M 为在地点 s 的制造业工人人数， μ 为制成品的支出份额，上标 M 代表制造业， σ 是差异品之间的替代弹性。

定义位于 s 的所有制造业企业的产出 $X_s^M = n_s q^*$ ，式中 q^* 为任何从事生产的企业的均衡产出，那么物价指数就成为

$$G_r = \left[\frac{1}{q^*} \sum_{s=1}^R X_s^M (p_s^M T_{sr}^M)^{(1-\sigma)} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}.$$

由于 $p_r^M = c^M \omega_r^M / \rho$ (FKV 4.20)，

$$G_r = \left[\frac{1}{q^*} \sum_{s=1}^R X_s^M \left(\frac{c^M \omega_s^M T_{sr}^M}{\rho} \right)^{(1-\sigma)} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}},$$

式中 c^M 为所需要的边际投入, ω_s^M 是地点 s 制造业工人的工资率, ρ 是对差异品的选择强度。使用 FKV 的标准化假设 $c^M = \rho$, $q^* = \mu$ (FKV 4.29 and 4.33), 物价指数就成为

$$G_r = \left[\frac{1}{\mu} \sum_{s=1}^R X_s^M (\omega_s^M T_{sr}^M)^{(1-\sigma)} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}.$$

该式与 FKV 的 (4.34) (见本节开始处) 的唯一区别是, FKV 的 L_s^M 由 X_s^M 代替了。按照 FKV 的步骤, 我们可以建立一个两地对称模型, 并导出类似 FKV 的 4.42 式或本文的 1 式的本土市场效应, 不过在我们的结果中 dX/X (而不是 dL/L) 在等式的左边:

$$\left[\frac{\sigma}{Z} + Z(1-\sigma) \right] \frac{d\omega}{\omega} + Z \frac{dX}{X} = \frac{dY}{Y},$$

这就是本文的 (2) 式。(要了解 FKV 推导的详细步骤参看 Fujita, Krugman 和 Venables (2000) 第 45 至 58 页或本文“理论框架”一节)

表 A1 描述性统计

变量	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
X_g^{nr} , 亿元	589	118	176	0	1321
$(\delta_g^{nr} - \delta_g^{nROC})$	589	-2.60E-17	0.047	-0.161	0.239
$\frac{\gamma_g^{nr} - \gamma_g^{nROC}}{\gamma_g^{nROC}}$	589	-0.025	0.676	-1.000	4.132
$\frac{\delta_g^{nr} - \delta_g^{nROC}}{\delta_g^{nROC}}$	589	0.006	0.221	-0.818	1.179
L_H , 万人	31	1667	1100	14	4280
L_L , 万人	31	1059	746	58	2911
K , 亿元	31	4142	3442	222	14946

表 A2 投入产出产业分类

部门	产业	描述
非制造业	1—5	农业, 煤炭采选业, 石油和天然气开采业, 金属矿采选业, 非金属矿采选业
	6	食品制造及烟草加工业
	7	纺织业
	8	服装皮革羽绒及其他纤维制品制造业
	9	木材加工及家具制造业
	10	造纸印刷及文教用品制造业
	11	石油加工及炼焦业
	12	化学工业
	13	非金属矿物制品业
	14	金属冶炼及压延加工业

(续表)

部门	产业	描述
	15	金属制品业
	16	机械工业
	17	交通运输设备制造业
	18	电气机械及器材制造业
	19	电子及通讯设备制造业
	20	仪器仪表及文化办公用机械制造业
	21	机械设备修理业
	22	其他制造业
	23	废品及废料
	24	电力及蒸汽热水生产和供应业
	25	煤气生产和供应业
	26	自来水生产和供应业
非制造业	27	建筑业
非制造业	28, 29, 32	货物运输及仓储业, 邮电业, 旅客运输业
非制造业	30, 31	商业, 饮食业
非制造业	33—40	金融保险业, 房地产业, 社会服务业, 卫生体育和社会福利业, 教育文化艺术及广播电影电视业, 科学研究事业, 综合技术服务业, 行政机关及其他行业

注：在回归分析中使用了 19 个产业，包括第 6—20、22、24—26 产业。由于无数据，产业 21 和 23 被排除。上表所列所有 26 个产业分类（包括农业、建筑业、运输业、商业和服务业）都被用于中间和最终需求的计算。产业编码和描述来自《1999 年中国统计年鉴》，第 422、432 页。

表 A3 部门分类

部门	产业	描述
I. 非耐用品	6	食品制造及烟草加工业
	7	纺织业
	8	服装皮革羽绒及其他纤维制品制造业
	10	造纸印刷及文教用品制造业
II. 材料相关产品	9	木材加工及家具制造业
	11	石油加工及炼焦业
	12	化学工业
	13	非金属矿物制品业
	14	金属冶炼及压延加工业
III. 耐用品	15	金属制品业
	16	机械工业
	17	交通运输设备制造业
	18	电气机械及器材制造业
	19	电子及通讯设备制造业
	20	仪器仪表及文化办公用机械制造业
	22	其他制造业
IV. 公用事业	24	电力及蒸汽热水生产和供应业
	25	煤气生产和供应业
	26	自来水生产和供应业

资料来源：产业编码和描述来自《1999 年中国统计年鉴》，第 422、432 页。

表 A4 各省(市)19 个产业的总和占全国的百分比

省(市)	生产的%	需求的%	固定资产的%	就业的%
北京	2.63%	2.47%	5.05%	1.04%
天津	3.00%	2.17%	2.20%	0.77%
山西	1.44%	1.56%	1.70%	2.33%
内蒙	0.90%	1.16%	1.31%	1.65%
吉林	1.87%	1.90%	1.68%	1.94%
黑龙江	2.21%	2.59%	2.86%	2.61%
上海	6.95%	5.49%	7.35%	1.21%
福建	3.10%	3.35%	3.17%	2.53%
江西	1.50%	1.76%	1.43%	3.26%
海南	0.28%	0.42%	0.93%	0.52%
重庆	1.27%	1.52%	1.44%	2.65%
贵州	0.83%	0.94%	0.89%	3.03%
云南	1.50%	1.64%	1.96%	3.53%
西藏	0.01%	0.06%	0.17%	0.19%
陕西	1.46%	1.58%	1.70%	2.85%
甘肃	0.96%	0.93%	1.00%	1.86%
青海	0.19%	0.24%	0.36%	0.37%
宁夏	0.27%	0.26%	0.34%	0.41%
新疆	0.67%	1.17%	1.89%	1.08%
河北	4.29%	4.59%	4.65%	5.36%
辽宁	5.06%	4.48%	4.63%	3.24%
江苏	11.93%	10.14%	8.42%	5.88%
浙江	6.14%	5.95%	6.47%	4.24%
安徽	3.75%	3.38%	2.43%	5.22%
山东	8.68%	8.33%	7.07%	7.39%
河南	4.44%	4.85%	4.22%	7.88%
湖北	4.90%	4.54%	3.83%	4.25%
湖南	2.66%	3.15%	2.71%	5.64%
广东	12.35%	10.93%	11.64%	5.94%
广西	1.54%	1.95%	2.10%	3.85%
四川	3.22%	3.89%	4.41%	7.25%
平均值	3.23%	3.14%	3.23%	3.23%
最小值	0.01%	0.06%	0.17%	0.19%
最大值	12.35%	10.93%	11.64%	7.39%

资料来源:产出来自 China State Statistical Bureau and Euromonitor/Soken, China Marketing Data and Statistics 2000。需求来自本文作者的计算,计算方法参看本文数据部分。固定资产和就业数据来自国家统计局《中国统计年鉴》1998 年表 13-2,表 13-10,百分比为作者计算。

表 A5 相对于全国水平需求的集中程度, $(\delta_g^r - \delta_g^{rOC}) / \delta_g^{rOC}$

地区/ 产业	7. 纺织业	9. 木材加工 及家具制造业	11. 石油加工 及冶炼业	18. 电气机械 及器材制造业	19. 电子及通讯 设备制造业
东北	-0.29	0.03	0.08	-0.05	-0.20
华北	0.17	-0.03	0.02	-0.02	-0.04
东部	0.54	-0.01	-0.13	0.01	-0.01
南部	0.23	-0.05	-0.19	0.09	0.59
中部	-0.07	0.07	0.07	-0.04	-0.25
西南	-0.40	0.03	0.00	0.00	0.01
西北	-0.09	-0.04	0.16	0.01	-0.03

注：正值表示需求份额高于本部门全国平均值。东北包括辽宁、吉林和黑龙江；华北包括北京、天津、河北、山东、山西和内蒙；东部包括上海、江苏、浙江、安徽、江西和福建；南部包括广东、广西和海南；中部包括河南、湖北和湖南；西南包括重庆、四川、贵州、云南和西藏；西北包括陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

表 A6 城镇居民家庭消费性支出分类与投入产出分类的转换

消费性支出分类	投入产出分类, 括号内为分配比例
食品	1,6,30,31
粮食	1(.3),6(.5),30(.2)
烟草	1(.2),6(.4),30(.4)
酒和饮料	1(.3),6(.5),30(.2)
干鲜瓜果	1(.2),6(.4),30(.4)
在外用餐	31
食品加工服务	30(.4),31(.6)
衣着	7,8,30
服装	8(.7),30(.3)
衣着材料	7(.7),30(.3)
鞋帽袜及其他衣着	8(.7),30(.3)
衣着加工服务费	8,30
家庭设备用品及服务	8,9,18,19,22,27,30,35
耐用消费品	18(.4),19(.4),30(.2)
室内装饰品	27(.7),30(.3)
床上用品	8(.4),9(.4),30(.2)
家庭日用杂品	22(.7),30(.3)
家具材料	9(.7),30(.3)
家务服务	35
医疗保健	12(.4),36(.4),30(.2)
交通和通讯	17,19,29,32,30
交通	17(.4),32(.4),30(.2)
通讯	19(.4),29(.4),30(.2)
娱乐教育文化服务	18,19,30,36,37
文娱用耐用消费品	18(.4),19(.4),30(.2)

(续表)

消费性支出分类	投入产出分类, 括号内为分配比例
教育	37
文化娱乐	36(.5), 37(.5)
居住	24, 25, 26, 27, 30, 34
住房	27(.6), 30(.2), 34(.2)
水电燃料及其他	24(.4), 25(.3), 26(.3)
杂项商品和服务	22, 30, 33, 35
个人消费	22(.3), 30(.3), 35(.4)
其他商品	22(.7), 30(.3)
其他服务	35

资料来源:国家统计局,《中国统计年鉴》1998年,第333页。投入产出分类编号参看表A2。

表 A7 农村居民家庭生活消费支出分类与投入产出分类的转换

生活消费支出分类	投入产出分类, 括号内为分配比例
食品	1(.6), 6(.2), 30(.2)
衣着	7(.3), 8(.5), 30(.2)
居住	1(.6), 27(.2), 30(.1), 24(.1)
家庭设备用品及服务	9(.3), 18(.3), 19(.3), 30(.1)
医疗保健	12(.3), 36(.5), 30(.2)
交通通讯	17(.3), 29(.3), 32(.4)
文教娱乐用品及服务	36(.4), 37(.4), 30(.2)
其他商品及服务	22(.5), 35(.5)

资料来源:国家统计局,《中国统计年鉴》1997年,第317页。投入产出分类编号参看表A2。

参 考 文 献

- [1] Batisse, Cecile, "Dynamic Externalities and Local Growth: A Panel Data Analysis Applied to Chinese Provinces", *China Economic Review*, 2002, 13(2—3), 231—251.
- [2] Bao, Shuming., Gene Hsin Chang, Jeffrey D. Sachs, and Wing Thyee Woo, "Geographic Factors and China's Regional Development Under Market Reforms, 1978—1998", *China Economic Review*, 2002, 13(1), 89—111.
- [3] Brun, J. F., J. L. Combes, and M. F. Renard, "Are There Spillover Effects between Coastal and Noncoastal Regions in China"? *China Economic Review*, 2002, 13(2—3), 161—169.
- [4] Brühlhart, Marius, and Federico Trionfetti, *A Test of Trade Theories When Expenditure Is Home Biased*, the Management Centre Research Papers 005, Kings College, University of London, 2001.
- [5] China State Statistical Bureau and Euromonitor/Soken, *China Marketing Data and Statistics*, London: Euromonitor International, 2000.

- [6] Davis, Donald R., and David E. Weinstein, *Does Economic Geography Matter for International Specialization*, Working paper no. 5706, NBER, Cambridge, MA, 1996.
- [7] Davis, Donald R., and David E. Weinstein, "Economic Geography and Regional Production Structure: An Empirical Investigation", *European Economic Review*, 1999, 43(2), 379—407.
- [8] Dixit, Avinash K., and Joseph E. Stiglitz, "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review*, 1977, 67 (3), 297—308.
- [9] Feenstra, Robert C., James A. Markusen, and Andrew K. Rose, *Understanding the Home Market Effect and the Gravity Equation: The Role of Differentiated Goods*, National Bureau of Economic Research Working Paper No. 6804, 1998.
- [10] Feetra, Robert C., James A. Markusen, and Andrew K. Rose, "Using the Gravity Equation to Differentiate Among Alternative Theories of Trade", *Canadian Journal of Economics*, 2001, 34, 430—447.
- [11] Fujita, Masahisa., Paul Krugman, and Anthony J. Venables, *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*, Cambridge, MA: The MIT Press, 2000.
- [12] Grossman, G., and Elhanan Helpman, *Innovation and Growth in the World Economy*. Cambridge, MA: MIT Press, 1991.
- [13] Hanson, Gordon H., and Xiang, Chong., "The Home Market Effect and Bilateral Trade Patterns", *American Economic Review*, 2004, 94(4), 1108—1129.
- [14] Head, Keith, and John Ries, "Increasing Returns Versus National Product Differentiation as an Explanation for the Pattern of U. S.-Canada Trade", *American Economic Review*, 2001, 91(4), 858—876.
- [15] Helpman, Elhanan, "Imperfect Competition and International Trade: Evidence from Fourteen Industrial Countries", in A. Michael Spence and Heather Hazard, (Eds.), *International Competitiveness*. New York: Ballinger Publishing, 1981.
- [16] Helpman, Elhanan, and Paul R. Krugman, *Market Structure and Foreign Trade*. Cambridge, MA: MIT Press, 1985.
- [17] Jorgenson, Dale, Frank Gollop, and Babara Fraumeni, *Productivity and U. S. Economic Growth*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1987, 133—135.
- [18] Justman, Moshe, "The Effect of Local Demand on Sector Location", *Review of Economics and Statistics*, 1994, 76(4), 742—753.
- [19] Krugman, Paul R., "Scale Economics, Product Differentiation, and the Pattern of Trade", *American Economic Review*, 1980, 70(5), 950—959.
- [20] Krugman, Paul R., "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3), 483—499.
- [21] Linder, S. B., *An Essay on Trade and Transformation*. New York: Wiley, 1961.
- [22] Trionfetti, Federico, "On the Home Market Effect: Theory and Empirical Evidence", Centre for Economic Performance Working Paper No. 987, 1998.
- [23] Trionfetti, Federico, "Using Home-Biased Demand to Test for Trade Theories", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 2001, 137, 404—426.
- [24] Weder, R., "Linking Absolute and Comparative Advantage to Intra-industry Trade Theory", *Review of International Economics*, 1995, 3(3), 342—354.
- [25] Weder, R., "Comparative Home-Market Advantage: An Empirical Analysis of British and American Exports", *Review of World Economics*, 2003, 139(2), 220—247.

- [26] Yang, X. and J. Borland, "The Evolution of Trade and Economic Growth", Mimeo, University of Melbourne, 1991.
- [27] 杨小凯, "新贸易和增长理论", 载杨小凯《杨小凯谈经济》。北京: 中国社会科学出版社, 2004 年。
- [28] 杨小凯和张永生, "对传统贸易理论的批评及新贸易理论的发展", 载杨小凯《杨小凯谈经济》。北京: 中国社会科学出版社, 2004 年。
- [29] 中国国家统计局, 《中国统计年鉴》。北京: 统计出版社, 1998、1999、2002 和 2004 年。

The Role of Home-Market Effects in China's Domestic Production

FAN ZHANG

(*New York City Municipal Government*)

ZUOHONG PAN

(*Western Connecticut State University*)

Abstract New Economic Geography emphasizes economies of scale as the driving force of regional and international trade, as reflected in Krugman's "home-market effects". We derived a model directly from Fujita, Krugman, and Venables (FKV, 2000) and linked it with the empirical testing model in Davis and Weinstein (1996 and 1999). The current study uses China's provincial level production, demand and endowment data for 19 industrial sectors to determine if production and trade patterns between different regions in China are shaped by home-market effects. Our study shows the existence and importance of home-market effects in determining production and trade structure across regions in China. Disaggregated tests show that the home-market effects are significant in at least seven of the nineteen industries.

JEL Classification F10, O24, R10