

繁荣与衰落：中国房地产业扩张与“荷兰病”

范言慧 席丹 殷琳*

内容提要 本文从理论和经验分析两方面指出：作为不可贸易部门的房地产业，其繁荣亦可引起本币实际升值和物价上涨，并对制造业出口产生负面影响，其在中国也引发了“荷兰病”。检验结果表明，房地产业的扩张对劳动和资本密集型产品出口的负面影响十分显著，而对技术密集型产品出口的影响则不显著。本文认为，中国应加大力度支持制造业的研发和创新，以重构制造业的比较优势基础，同时政府政策应避免引发新的资源过度集中。

关键词 荷兰病 房地产业扩张 制造业 人民币实际汇率

一 引言

“荷兰病”原本指自然资源开采引起了本币实际升值和劳动力成本上升，并最终导致制造业衰落的现象。自 Nagasaka(1977)首次提出这一概念后，人们已对其进行了广泛的理论和经验研究。^①后来“荷兰病”的适用范围逐渐扩展，其源头已不再只限

* 范言慧：对外经济贸易大学金融学院金融研究所、应用金融研究中心 北京市朝阳区惠新东街10号100029 电子信箱：fyhbnu@126.com；席丹：对外经济贸易大学金融学院；殷琳：对外经济贸易大学金融学院。

作者感谢国家社科基金青年项目(09CJL030)、对外经济贸易大学优秀青年学者培育计划(2012YQ06)、对外经贸大学中央高校基本科研业务费专项资金(CXTD4-03)以及2012年国家社科基金青年项目(12CJY113)、教育部人文社科青年项目(10YJC790043)的资助。作者也感谢对外经济贸易大学金融学院黄晓薇和两位匿名审稿人的有益建议和意见，但文责自负。

① Buiter和Purvis(1980)、Corden和Neary(1982)、Bruno和Sachs(1982)等文献对“荷兰病”传导机制进行了分析。Ye(2008)、Algieri(2011)、Beverelli等(2011)通过经验研究证实了“荷兰病”的存在。后来的研究将其拓展至“资源诅咒”问题(Frankel,2010)。徐康宁和王剑(2006)、丁菊红等(2007)、方颖等(2011)也探讨了该问题。

于自然资源的开采。^① 针对中国,Ranis(2007)曾提出,大规模的劳动密集型产品出口和资本输入也引发了“荷兰病”,它造成经济持续过热,并对整个国家的决策产生负面影响。这一度激起了国内的研究兴趣,如龚秀国(2010)、王英(2010)等就沿着该思路分析了外商直接投资与中国式“荷兰病”之间的关系等问题。

本文认为,“荷兰病”实质上反映的是资源过度集中于某个部门后给其他部门(尤其是出口部门)造成的负面影响。一方面繁荣部门的资源集中和财富增加,可引发不可贸易品价格上升和本币实际升值,从而削弱本国出口产品的竞争力;另一方面,劳动力从利润较低的出口部门流向高利润的繁荣部门可导致出口部门工资提高,而繁荣部门产生的收入或财富增加又会提高总需求,推动物价上涨,这些均可引起出口产品成本上升。从这个角度看,不能说仅仅自然资源开采或资本流入才能诱发“荷兰病”。

因此,与此前文献关注的“荷兰病”源头不同,本文关注的是中国房地产业。2000年前后,为推动经济复苏,中国政府出台了一系列政策措施刺激和鼓励房地产业的发展,随后房地产市场逐渐升温。房价上升带来的丰厚利润吸引了大量企业进入,其中不乏一些知名的制造业企业,如海尔、康佳、美的、TCL、雅戈尔等。^② 在各地资金的追捧下,天价“地王”不断涌现,房价持续上涨成为人们关注的焦点。房地产业的繁荣引发人们担忧生活成本提高会助推工资水平,制造业的传统比较优势被削弱。从历年中国500强企业统计中可发现,近10年来,与房地产企业相反,位列其中的制造业企业数量和利润所占比重均发生了持续下降。^③ 那么,中国房地产业的繁荣与当前制造业的困境是否有关?它是否如自然资源开采一样引发了“荷兰病”?

二 文献综述

在对房地产繁荣的宏观经济影响的研究中,很多研究关注房地产市场的泡沫和崩溃如何引起资本流入、银行信贷扩张及收缩,并最终导致金融不稳定或危机,如 Col-

① Williamson(1995)指出国际资本的大量流入也会诱发“荷兰病”。Acosta等(2009)、Prati和Tresselt(2006)、Rajan和Subramanian(2011)等分别探讨了国际汇款和国际援助引发的“荷兰病”,Lartey(2011)认为FDI流入可使金融更开放国家的货币升值。

② 参见中央电视台《新闻1+1》的报道:“众多家电巨头和制造业民企进军房地产引发热议”(2010年09月11日新浪网:<http://news.sina.com.cn/c/sd/2010-09-11/011321080630.shtml>)。

③ 在中国企业500强中,制造业企业数量从2002年的288家降至2011年的272家;该行业企业利润所占比重也从40.37%降至2011年的25.04%,平均每家企业利润从4.91亿元升至19.3亿元。而房地产业企业的数量则从2002年的7家上升到2011年的14家。企业利润占比从1.14%上升至2.84%,平均每家企业的利润从5.71亿元上升到42.54亿元。数据来源于《中国企业发展报告》和《中国500强企业发展报告》。

lyns 和 Senhadji(2002)、Quigley(2001)、Renaud(2000)、Duca 等(2010)、谭政勋和陈铭(2012)等,但这些文献并未将房地产业扩张所引发的金融不稳定与出口或“荷兰病”等问题联系起来。

与本文相对接近的文献是关于房地产财富效应、信贷效应的研究。Mera 和 Renaud(2000)在针对东南亚金融危机的分析中指出,房产增值后“至少可在两个方面”产生经济影响:其一是财富效应,这可扩大需求;其二是增强资产持有者获得信贷的能力。在财富效应方面,Aoki 等(2004)利用房价对信贷的金融加速器机制,指出房价上涨可放大货币政策对消费的影响,且在金融监管放松的情况下,房价上涨对消费的影响也会被放大。Case 等(2000)在分析美国上世纪 90 年代房地产繁荣的影响时认为其产生了有限的财富效应;Bostic 等(2009)使用美国家庭数据也发现,在 1989 ~ 2001 年,美国房地产的财富效应较金融资产的财富效应更大,Case 等(2005)的跨国研究也得到类似结论。此外 Campbell 和 Cocco(2007)、Chen(2006)、Peltonen 等(2012)以及宋勃(2007)、王子龙等(2008)对不同国家或地区的考察均发现了住房财富效应的显著存在。

在信贷效应方面,Bernanke 和 Gertler(1989)、Bernanke 等(1998)认为在不完美的金融市场上,房产是重要抵押物,房价上涨可带动信用扩张;Goodhart 和 Hofmann(2007)的研究发现房价波动和信贷扩张之间存在相互影响,但房价对信贷扩张的影响相对更大;Igan 等(2011)指出,在发达国家,房价周期通常领先于信贷和实际经济活动周期,针对中国,谭政勋(2012)也发现,信贷扩张和房价波动存在相互影响,但信贷扩张对房价波动的影响相对更大。事实上,房价上涨所产生的财富效应和信贷扩张等都可成为推动物价上涨以及本币实际升值的重要因素,而这又会对制造业产生不利影响。

由于繁荣部门的扩张引发通货膨胀也是“荷兰病”的传导渠道之一,因此有关房地产价格变动如何影响通货膨胀的文献也是本文关注的对象。已有很多研究证实了房地产价格与物价水平的密切联系。Filardo(2000)发现房产价格与未来通货膨胀指数正相关;Bryan 等(2001)证实在各种资产价格中,住房价格对总体价格水平变化的影响最大;Kontonikas 和 Montagnoli(2004)对英国房价与通货膨胀的考察也发现二者的关系极为密切;Goodhart 和 Hofmann(2007)、Tkacz 和 Wilkins(2008)、Gupta 和 Hartley(2011)等的研究均发现居民住房价格对 CPI 具有良好的预测表现。国内学者段忠东(2012)、戴国强和张建华(2009)、赵昕东(2010)等也都发现房价波动对通货膨胀有显著影响。这些研究都证实了房价对物价的显著影响。与上述文献有所不同的是,本文对通货膨胀的关注是基于其作为“荷兰病”的传导渠道,且重点考察的是房地产投

资(而非房地产价格)变动对通货膨胀的影响。

此外,也有学者关注房地产业扩张与开放部门之间的关系。Aizenman 和 Jinjarak (2009)发现经常账户赤字与房价上涨之间存在紧密的正向联系,而 Jinjarak 和 Sheffrin (2011)指出,美国、西班牙和爱尔兰等国家经常账户赤字与房价上涨之间并无直接关系,但英国则有。这些文献分析的均是经常账户赤字对房价的影响。一些学者在分析房地产泡沫时也注意到其对实体经济的影响。在日本泡沫经济期间,奥村洋彦(2000,中译本)发现,“在大幅度放松金融管制的背景下,资金需求由以前的制造业向非制造业尤其是向不动产业以及股票市场等方面转移”。高柏(2004,中译本)也指出,“两次泡沫(指日本20世纪70年代初期和80年代后期出现的两次泡沫经济)中,企业投资的目标已经从经济高速增长期的扩大生产能力与技术引进转向了房地产与股票市场以及服务业”。这些现象实际上正是“荷兰病”的外在表现(资源由制造业流向繁荣部门),^①而他们却都忽视了这一点。

目前各种与房地产相关的国内外研究均未涉及“荷兰病”。国内个别研究,如中国经济增长前沿课题组(2011)发现,中国房地产价格过快上涨引起了明显的“去工业化”,但该研究并未与“荷兰病”联系起来。吴海民(2012)也注意到房地产价格上涨与中国制造业产业“空心化”之间的关联,但该研究仅关注通货膨胀和生产成本这两条中间渠道,并未考虑房地产投资与实际汇率的关联,因此其并未意识到这是一种“荷兰病”。刘志彪(2012)和李春顶(2012)虽意识到高房价对中国制造业和出口的影响,指出其对制造业的影响渠道,但他们均未在理论上从“荷兰病”的角度系统阐释房地产行业的扩张对制造业的影响。此外,仅从房价上涨角度进行解释亦有失偏颇。

从上述文献综述中可以看到,如果从不同角度来,探讨房地产市场宏观经济影响的文献十分丰富,但尚未有研究将这些分支一同纳入“荷兰病”的框架来整体审视。正因如此,作为影响渠道之一的房地产业扩张对实际汇率的影响也就无人关注了。本文的贡献在于:我们从理论和经验检验两个方面指出,中国房地产行业的扩张通过资源的重新配置和财富效应,在一定程度上推动了物价上涨和人民币实际升值,并对制造业的出口产生负面影响,其在本质上也是一种“荷兰病”。本文拓展了“荷兰病”的外延,并有助于人们重新审视房地产业过热对经济的不利影响。但此“荷兰病”并非Ranis(2007)所称的中国式“荷兰病”,因为本文“荷兰病”的病源来自房地产业,而非出口和资本流入。

^① 在日本泡沫经济中,由于日元升值在先,这对制造业产生了很大的负面影响,它也是促使银行信贷和投资流向非制造业的因素之一,从而掩盖了“荷兰病”现象。

三 房地产业繁荣与“荷兰病”：一个理论模型

传统的“荷兰病”一般指自然资源开采通过吸引其他部门劳动力资源导致工资上涨、资源收入增加带动物价上涨并与自然资源出口一同引发本币实际升值,削弱制造业的竞争力。但人们并未考虑房地产业的投资过热是否也会引发荷兰病。

Takayama(1989)认为,“荷兰病”模型关注三部门经济:繁荣部门(*booming sector*)、发展滞后部门(*lagging sector*)和不可贸易部门(*non-tradable sector*),其中前两个部门的产品都参与国际贸易。但本文认为,房地产业(本文中的繁荣部门)扩张在本质上与“荷兰病”是类似的,唯一不同的是,作为不可贸易部门的一部分,房地产业不会通过出口而引发本币实际升值,但该行业的繁荣却会通过提高不可贸易品的相对价格而导致本币实际升值。下面本文将构造一个理论模型来说明房地产业扩张后如何引发“荷兰病”。我们借鉴 Ismail(2010)分析石油价格冲击引发“荷兰病”的方法,将其两部门模型拓展为一个包括房地产业的三部门模型。不过本文未进一步分析允许国际资本自由流动的情形。这是因为,阐释房地产业扩张如何通过部门间资源配置而引起“荷兰病”是本节分析的重点,是否考虑国际资本自由流动并不会从根本上影响其内在机制与结论。另外,从中国的实际来看,在本文考察期内,在房地产开发投资的资金来源中,中国利用外资的比重每年都未超过3%,几乎全部资金都来自于国内,因此本文对国际资本流动的影响予以忽略。

本文的分析对象是一个小国开放经济。^①假设该经济体中存在三个部门:非房地产不可贸易部门、房地产部门和贸易部门,三个部门的生产函数均为科布-道格拉斯(C-D)生产函数,投入要素均为资本(分别表示为 K_{nh} 、 K_h 和 K_m)和劳动(分别表示为 L_{nh} 、 L_h 和 L_m),并且存在关系: $K_{nh}+K_h+K_m=K$, $L_{nh}+L_h+L_m=L$ 。假设贸易部门使用的资本份额 α 高于非房地产不可贸易部门的资本份额 β ,但小于房地产部门的资本份额 λ 。在C-D生产函数下,这意味着非房地产不可贸易部门(房地产部门)的劳动投入相对于贸易部门劳动投入之比,大于(小于)非房地产业不可贸易部门(房地产部门)

^① 这意味着本国的贸易品价格将固定在国外贸易品价格水平上。此假设的理由在于:首先,“荷兰病”模型重点分析的是国内部门之间的资源配置对不可贸易品相对价格的影响,而贸易品价格的决定及其对外国的影响则并非本文分析的主要对象。Chinn(2002)指出,如果不可贸易品的相对价格是研究的重点,那么模型可建立在小国经济基础上。其次,从实际来看,尽管中国对外贸易额很大,但加工贸易和劳动密集型产品出口长期占很大比重也是事实,厂商的市场议价能力弱,可视为国际商品市场上的价格接受者。

的资本投入相对于贸易部门的资本投入之比,即 $L_{nh}/L_m > K_{nh}/K_m$ 、 $L_h/L_m < K_h/K_m$ 。^①

贸易部门、非房地产不可贸易部门和房地产部门的产出分别为 X_m 、 X_{nh} 和 X_h ,在 C-D 生产函数下,有:

$$X_m = A_m K_m^\alpha L_m^{1-\alpha} \quad (1)$$

$$X_{nh} = A_{nh} K_{nh}^\beta L_{nh}^{1-\beta} \quad (2)$$

$$X_h = A_h K_h^\lambda L_h^{1-\lambda} \quad (3)$$

基于上述生产函数的厂商利润最大化可得到资本收益率和工资:

$$r = \alpha A_m K_m^{\alpha-1} L_m^{1-\alpha} = p_{nh} \beta A_{nh} K_{nh}^{\beta-1} L_{nh}^{1-\beta} = p_h \lambda A_h K_h^{\lambda-1} L_h^{1-\lambda} \quad (4)$$

$$w = (1 - \alpha) A_m K_m^\alpha L_m^{-\alpha} = p_{nh} (1 - \beta) A_{nh} K_{nh}^\beta L_{nh}^{-\beta} = p_h (1 - \lambda) A_h K_h^\lambda L_h^{-\lambda} \quad (5)$$

房价的上涨会使居民的住房资产发生增值,产生财富效应,我们将由其带来的人均房地产增值相对于工资收入的比值表示为 φ ,反映财富增值的程度。代表性居民的消费中既包括贸易品,也包括住房和其他不可贸易品。代表性居民的效用函数和预算约束分别为:

$$u = c_h^{\gamma\mu} c_{nh}^{\gamma(1-\mu)} c_m^{1-\gamma} \quad (6)$$

$$p_h c_h + p_{nh} c_{nh} + c_m \leq w(1 + \varphi) \quad (7)$$

其中, c_h 、 c_{nh} 、 c_m 分别为人们对住房、非住房不可贸易品及贸易品的消费,住房消费占不可贸易品消费的比重为 μ 。 p_h 、 p_{nh} 分别为住房消费和非住房不可贸易品相对于贸易品的相对价格(我们将贸易品价格标准化为 1),在小国开放经济中,不可贸易品(相对于贸易品)的相对价格经计算为(求解备索):

$$p_n = \frac{P_h^\mu P_{nh}^{1-\mu}}{\mu^\mu (1 - \mu)^{1-\mu}} \quad (8)$$

Ismail(2010)指出,当本国贸易品价格固定于世界价格水平,不可贸易品相对价格的变动亦即实际汇率的变动。^② (8) 式反映了包括住房消费价格^③在内的不可贸易品相对价格上涨,将引发本币实际升值。消费者在预算约束下最优化其效用函数可

① 对于非房地产不可贸易部门,我们的假设与 Ismail(2010)相同,即其相对于贸易部门(包括农林牧渔、采矿业、制造业与交通运输、仓储和邮政业。将交通运输、仓储和邮政业纳入贸易部门,是依照 De Gregorio 等(1994)提出的以该行业出口额占行业产出的比例超过 10% 归入贸易部门的标准而言为劳动密集型行业。对于房地产部门,本文经考察后发现,该行业固定资产投资较高,而吸收就业较少,因此房地产业(相对于贸易部门)应属于资本密集型行业。作者在此感谢匿名审稿人的意见。

② Chinn(2002)也指出:如果不可贸易品的相对价格是研究的重点,那么模型可建立在小国经济基础之上,贸易品价格固定于世界价格水平,此时的实际汇率就成为不可贸易品与贸易品的相对价格之比。

③ 实际上,人们在计算 CPI 时,很少会直接将住房价格计入,而是统计住房的消费属性一面,如房租或虚拟租金等。

得到:

$$p_{nh}c_{nh} = \gamma(1 - \mu)w(1 + \varphi) \quad (9)$$

$$p_h c_h = \gamma\mu w(1 + \varphi) \quad (10)$$

由于不可贸易品的供给完全来自于国内,非住房不可贸易品和住房消费的市场出清条件为 $Lc_{nh} = X_{nh}$ 及 $Lc_h = X_h$ 。因此上式可进一步写为:

$$p_{nh}X_{nh} = L\gamma(1 - \mu)w(1 + \varphi) \quad (11)$$

$$p_h X_h = L\gamma\mu w(1 + \varphi) \quad (12)$$

我们将(2)式代入(11)式,并对该式取对数后再对 φ 求导数;类似地,也将(3)式代入(12)式,进行同样的步骤。可分别得到:

$$\hat{p}_{nh\varphi} + \beta \hat{K}_{nh\varphi} + (1 - \beta) \hat{L}_{nh\varphi} = \hat{w}_\varphi + (1 + \varphi)^{-1} - [\mu/(1 - \mu)] \hat{\mu}_\varphi \quad (13)$$

$$\hat{p}_{h\varphi} + \lambda \hat{K}_{h\varphi} + (1 - \lambda) \hat{L}_{h\varphi} = \hat{w}_\varphi + (1 + \varphi)^{-1} + \hat{\mu}_\varphi \quad (14)$$

在以上两式中,变量上方附加“ $\hat{\cdot}$ ”符号表示该变量在受到 φ 增加的影响后而发生的变动率。我们认为房价上涨会导致住房消费在不可贸易品消费中的比重(μ)提高(即 $\hat{\mu}_\varphi > 0$),同样将(5)式取对数后对 φ 求导数,代入(13)、(14)式后得到:

$$\hat{L}_{nh\varphi} = (1 + \varphi)^{-1} - [\mu/(1 - \mu)] \hat{\mu}_\varphi \quad (15)$$

$$\hat{L}_{h\varphi} = (1 + \varphi)^{-1} + \hat{\mu}_\varphi \quad (16)$$

(16)式的符号显然为正,说明当房价上涨后,住房价格上升所产生的财富增值会导致劳动力流入房地产部门。而对于非房地产不可贸易部门而言,如果在房地产扩张前住房消费在不可贸易品消费中的比重(μ)较高,且房地产部门繁荣带来的财富增值程度(φ)较大,以及其引起住房消费比重变动较大的情况下,会使(15)式成为负值,即劳动力从非房地产不可贸易部门流入房地产部门。但不管是否如此,房地产部门的劳动力增加程度都会超过其他不可贸易部门。此外,也可得到(求解备索):

$$\hat{K}_{nh\varphi} = (\hat{L}_{nh\varphi} - \hat{L}_{m\varphi}) / (1 + K_{nh}/K_m) \quad (17)$$

$$\hat{K}_{h\varphi} = (\hat{L}_{h\varphi} - \hat{L}_{m\varphi}) / (1 + K_h/K_m) \quad (18)$$

$$\hat{p}_{nh\varphi} = (\alpha - \beta) [(L_h/L_m) \hat{L}_{h\varphi} + (L_{nh}/L_m - K_{nh}/K_m) \hat{L}_{nh\varphi}] / (1 + K_{nh}/K_m) \quad (19)$$

$$\hat{p}_{h\varphi} = (\alpha - \lambda) [(L_{nh}/L_m) \hat{L}_{nh\varphi} + (L_h/L_m - K_h/K_m) \hat{L}_{h\varphi}] / (1 + K_h/K_m) \quad (20)$$

(17)与(18)式表明,由于房地产行业的繁荣可使劳动力从贸易部门流入不可贸易部门,这将导致包括房地产行业在内的不可贸易部门的投资增加。而房地产和非房

地产不可贸易品的价格是否上涨则需满足一定的条件,由于 $\alpha > \beta, \alpha < \lambda$, 同时, $L_{nh}/L_m > K_{nh}/K_m$ 及 $L_h/L_m < K_h/K_m$, 因此(19)和(20)式的符号就取决于(15)式的符号,具体而言:

当 $\hat{L}_{nh\varphi} > 0$ 时,自然有 $\hat{p}_{nh\varphi} > 0$, 而欲使 $\hat{p}_{h\varphi}$ 为正,则需满足:

$$\hat{L}_{h\varphi} / \hat{L}_{nh\varphi} > \frac{L_{nh}/L_m}{|L_h/L_m - K_h/K_m|} \quad (21)$$

当 $\hat{L}_{nh\varphi} < 0$ 时,自然有 $\hat{p}_{h\varphi} > 0$, 而欲使 $\hat{p}_{nh\varphi}$ 为正,则需满足:

$$|\hat{L}_{h\varphi} / \hat{L}_{nh\varphi}| > \frac{L_{nh}/L_m - K_{nh}/K_m}{L_h/L_m} \quad (22)$$

这表明,房地产业扩张可引发劳动力资源的重新配置,当房地产业的劳动力增长率与非房地产不可贸易部门的劳动力增长率之比值达到一定程度后,可引起该两部门的产品价格都上涨。^① 进一步,根据(8)式以及(19)和(20)式的结果,可得到:

$$\hat{p}_{n\varphi} = \mu_{\varphi} \ln \left[\frac{(1 - \mu) p_h}{\mu p_{nh}} \right] + \mu \hat{p}_{h\varphi} + (1 - \mu) \hat{p}_{nh\varphi} \quad (23)$$

房地产行业扩张后,可吸引劳动力从贸易部门流向不可贸易部门,引发该部门内价格上涨,并由此导致本币实际升值。(23)式表明,对实际汇率的影响来自住房消费价格和非住房不可贸易品价格的上升。此外,房价上升引发居民住房消费比重的提高也是推动本币实际升值的因素之一。另将(5)式取对数后对 φ 求导可得到:

$$\hat{w}_{\varphi} = \hat{p}_{nh\varphi} + \beta (\hat{K}_{nh\varphi} - \hat{L}_{nh\varphi}) \quad (24)$$

$$\hat{w}_{\varphi} = \hat{p}_{h\varphi} + \lambda (\hat{K}_{h\varphi} - \hat{L}_{h\varphi}) \quad (25)$$

经过计算后可知,在满足(21)和(22)式的情况下,意味着: $0 < \hat{p}_{nh\varphi} < \hat{w}_{\varphi} < \hat{p}_{h\varphi}$ 。

这表明房地产扩张引发的财富效应和资源配置可推动工资上涨,其变动率将小于住房消费价格的增长率,但大于非房地产不可贸易品价格的增长率。此外,我们还可求得因房产增值而引发的本国价格总水平的变动:

$$\hat{p}_{\varphi} = \gamma \hat{p}_{n\varphi} \quad (26)$$

这表明房产增值会推动不可贸易品价格上涨,同时也会引起价格总水平上升。可见,房地产部门的过度扩张可引起资源在部门间重新配置,同时房产增值也会产生财

① 我们利用各行业固定资产投资和劳动力就业的年度数据(数据来源于《中国统计年鉴》),对各行业有完整数据的年份(2003~2011年)进行了计算。结果发现,除2008和2009年外,其他年份中房地产业的劳动力增长率(减总就业增长率)与非房地产不可贸易部门的劳动力增长率(减总就业增长率)的比值均能满足条件(21)和(22)。如果结合房地产业和建筑业的情况,则除2008和2011年外都能满足这两个条件。

富效应,这将引发贸易部门的资本和劳动力流向包括房地产业在内的不可贸易部门,导致本币实际升值、工资和物价上涨,进而削弱本国出口产品的海外竞争力,引发制造业出口下降,这些实际上正是“荷兰病”的症状。前述模型阐述了房地产业繁荣诱发“荷兰病”的内在机制,由于在一般的“荷兰病”问题中,本币实际升值、国内通货膨胀以及制造业的出口下降是其三个重要的特征体现,因此后文的经验检验将重点从这三方面展开。

四 数据及变量选取

最近的房地产市场过热可追溯自东南亚金融危机后,中国政府为培育新的经济增长点而实施了一系列鼓励措施。1998年7月,国务院下发的《国务院关于进一步深化城镇住房制度改革加快住房建设的通知》明确提出,促使住宅业成为新的经济增长点,并宣布从1998年下半年开始停止住房实物分配,逐步实行住房分配货币化。1999年财政部、国家税务总局也出台了一系列税收鼓励措施。在这些政策措施的鼓励下,2000年全国商品房新开工面积较上年增长了31%,比1999年的增长率还高出20%;2000年商业银行新增住房贷款较上年增长了159%,较1999年的增长率高出29%,商品房销售面积也同比增长了28%,较上年高出约9%。此后房地产市场逐渐步入2003年后的过热阶段。

据此,本文将采用2000年第1季度至2011年第4季度的数据,^①各变量的统计描述列于表1。本文使用房地产开发投资(*rei*)刻画房地产行业的快速发展,它可从供给角度反映房地产业的扩张,最能体现“荷兰病”的本意。又由于投资的发生先于住房销售,同时其剧烈扩张也能反映房价上涨的预期,因而比单纯的房价上涨更能全面反映房地产业的快速发展。本文所使用的实际汇率数据来自国际清算银行的人民币实际有效汇率指数(以2000年为基期,并取对数),根据Klau和Fung(2006)的方法介绍,该指数值上升表示人民币实际升值,下降则为实际贬值。

为与分析对象的量纲相对应,本文在分析房地产业繁荣对实际汇率的影响时,将房地产开发投资用GDP平减指数处理为实际值,并通过X11方法消除季节性后再取对数(以*lrrei*表示)。在考察其对通货膨胀的影响时,则使用房地产开发投资(经GDP

^① 在本文使用数据中,人民币实际有效汇率来自国际清算银行;对于贸易条件计算所使用的进出口商品价格指数等数据来自《海关统计》和《中国对外贸易指数》;美国GDP与人口的数据来自美国经济分析局(BEA)及IMF的国际金融统计(IFS);其他数据均来自《中国经济景气月报》和中经网统计数据库。

平减指数处理后的实际值)的同比变动率,这可去除季节性因素;在考察其对制造业出口的影响时,本文使用的是房地产开发投资与GDP的比值。另外,在对制造业出口的考察中,本文区分了不同类型产品的出口,使用的指标是不同类型产品的出口额与GDP的比值(并进行季节性调整后取对数),可反映出口额相对于GDP的变化情况。

表 1 变量及其描述性统计

检验对象	变量	名称	平均值	标准差	最小值	最大值	预期关系
人民币实际汇率	<i>lreer</i>	人民币实际有效汇率	4.604	0.071	4.483	4.747	
	<i>ltot</i>	贸易条件	-0.166	0.098	-0.334	0.027	±
	<i>lopen</i>	贸易开放度	-0.659	0.186	-0.955	-0.389	±
	<i>exmg</i>	超额货币增长	0.070	0.042	0.025	0.206	+
	<i>emp</i>	汇率灵活度	0.084	0.130	0	0.654	-
	<i>lrrei</i>	房地产开发投资	8.158	0.660	6.893	9.215	+
通货膨胀	<i>inf</i>	CPI 同比增长率	0.023	0.025	-0.015	0.080	
	<i>gm2</i>	M2 的同比增长率	0.173	0.039	0.123	0.290	+
	<i>ggdp</i>	GDP 的同比增长率	0.103	0.019	0.066	0.145	-
	<i>i</i>	利率	0.024	0.007	0.010	0.044	+
	<i>grei</i>	房地产投资同比变动率	0.266	0.081	0.041	0.417	+
出口	<i>llexport_gdp</i>	劳动密集型产品出口/GDP	2.503	0.143	2.739	2.271	
	<i>lciexp_gdp</i>	资本密集型产品出口/GDP	3.811	0.360	4.376	3.181	
	<i>ltiexp_gdp</i>	技术密集型产品出口/GDP	2.020	0.293	2.607	1.680	
	<i>ltot</i>	贸易条件	-0.166	0.098	-0.334	0.027	±
	<i>lgdpusa</i>	美国人均 GDP	9.277	0.110	9.078	9.429	+
	<i>lrrei_gdp</i>	房地产开发投资/GDP	-2.494	0.305	-3.174	-1.997	-

在对房地产业繁荣是否会导致本币实际升值的考察中,本文选择了贸易条件、超额货币增长、贸易开放度以及汇率灵活度作为控制变量。^① 贸易条件(取对数后以 *ltot* 表示)即本国出口商品价格与进口商品价格之比值,^②是人们考察实际汇率决定时通常考虑的变量之一。贸易条件的改善可产生收入效应,增加国内需求,为恢复内外均

① 本文实际上也考虑了将国内外劳动生产率差异和政府支出/GDP 作为控制变量,但由于前一指标与房地产投资之间的相关系数达到 0.97,后者与其相关系数也达到 0.87,产生了严重的多重共线性,故未使用。

② 该指标的计算使用了《海关统计》提供的进出口商品数量和单价数据,首先将 2000 年 1 月设为基期,使用拉氏指数计算出当年其他各月份的价格环比变动,进而计算出当年各月的进出口价格指数。随后再利用《中国对外贸易指数》中提供的进出口价格指数同比变动数据,计算出其他年份中各月的进出口价格指数,最后将数据统一为以 2000 年为基期的季度数据。

衡,不可贸易品相对于贸易品的价格将上涨(以使需求从不可贸易品转向贸易品),从而引发本币实际升值;但相对较低的进口品价格也会引发替代效应,使本国需求转向贸易品,这又会促使本币发生实际贬值。因此,贸易条件对实际汇率的影响是不确定的(Jongwanich 和 Kohpaiboon,2013)。

超额货币增长(*exmg*)曾在 Athukorala 和 Rajapatirana(2003)中使用,被用来反映货币当局为稳定汇率对外汇市场的干预,从而给国内物价、实际汇率带来的压力,该指标以 M2 的同比增长率减去 GDP 同比增长率得到。它与实际汇率的关系预期为正,不过在 Athukorala 和 Rajapatirana(2003)的研究中,该变量的系数并不显著。

贸易开放度(以季度商品进出口贸易总额和当期 GDP 的比值来衡量,取对数后以 *lopen* 表示)是衡量贸易自由化程度的替代指标。当本国对外贸易趋于自由化时(如下调进口关税),将导致进口品价格下降和贸易条件改善,产生收入效应和替代效应。收入效应会使人们增加对所有商品(包括不可贸易品)的需求,由此导致不可贸易品价格上涨,引发本币升值。而替代效应则会使人们转向进口品等可贸易品,降低对不可贸易品的需求,由此促使本币发生实际贬值。Edwards 和 Van Wijnbergen(1987)认为收入效应不会超过替代效应,因而贸易自由化将使本币发生实际贬值。不过,Végh(2012)认为,当进口关税下降时,人们将会提高对进口品的需求,在进口品与不可贸易品的消费结构保持不变的情况下,人们也会增加对不可贸易品的需求,这会导致不可贸易品价格上涨和本币实际升值。鉴于此,我们在此不限定贸易开放度的系数预期符号。此外,本文参考 Combes 等(2011)的做法,考虑了汇率灵活度(*emp*),该指标的计算方式如下:

$$emp = \frac{|ER_t - ER_{t-1}|/ER_{t-1}}{|ER_t - ER_{t-1}|/ER_{t-1} + |FR_t - FR_{t-1}|/FR_{t-1}}$$

其中,*ER* 是美元兑换人民币的名义汇率,而 *FR* 则为外汇占款。该表达式的分子为美元兑人民币汇率变动率的绝对值,而分母则为该绝对值与外汇占款变动率的绝对值之和。该指标用汇率的变动程度和外汇资产的累积程度来综合衡量汇率的灵活度,如果名义汇率不发生变动,那么其必然通过央行的外汇资产的累积来稳定,该指标为 0。如果汇率完全浮动,那么央行不会通过累积外汇资产来维持汇率稳定,该指标为 1。Combes 等(2011)认为,该指标与实际汇率之间的符号应为负,即汇率灵活度的提高可减少基础货币投放和对国内价格的压力,从而降低货币的实际升值程度。由于在本文考察期间经历了汇率制度的转换,故我们也考虑该因素对实际汇率的影响。

在对房地产业繁荣是否会引发通货膨胀的考察中,本文选择货币供给(M2)、实际

GDP 的同比增长率和利率(本文使用 7 天银行间同业拆借利率)作为控制变量。选取这些变量是出于通常凯恩斯主义的货币均衡方程。根据该方程, M2 及利率与通货膨胀的关系预期均为正, 而 GDP 的增长则在其他因素不变的条件下可提高货币需求, 因而需要价格下降来平衡, 故该变量的系数符号预期为负。

在对房地产行业的繁荣是否会对出口产生负面影响的考察中, 本文选择了贸易条件、实际汇率和美国人均 GDP(取对数后表示为 $lgdpusa$) 作为控制变量。选取贸易条件, 是因为出口相对价格的变动是影响出口的一个重要因素。该变量与出口之间的预期关系不确定, 即出口相对价格下降既可能导致出口量增加, 也可能会因此而导致出口总额的减少; 实际汇率也是影响出口的一个重要因素, 但考虑到实际汇率与贸易条件和房地产投资之间存在相关关系, 因此本文所使用的实际汇率是人民币实际汇率与贸易条件及房地产投资/GDP 回归后的残差, 即在人民币实际汇率中剔除了贸易条件和房地产投资的影响; 美国人均 GDP 可反映国外需求的变动, 这也是影响中国出口的重要因素, 同时它也可反映次贷危机对中国外部需求造成的结构性影响, 它与中国出口之间的关系预期为正。为具体考察房地产业繁荣对出口的影响, 本文采用 Yilmaz (2002) 的方法将出口细分为劳动密集型、资本密集型及技术密集型产品出口。^①

五 检验方法

本文在经验分析中采用边限协整检验和 VAR 模型两种方法。边限协整检验由 Pesaran 等(2001) 提出, 近些年被广泛用于时间序列和面板数据分析。^② 我们采用该方法主要考虑其具有如下优势: 首先, 传统的 Johanson 或 EG 两步法要求人们在协整检验前进行单位根检验, 确保各变量为同阶单整, 但这些方法对于非同阶单整的数据则不能胜任。边限协整检验方法不管回归变量是平稳还是一阶单整, 都可以进行检验分析。其次, 该方法考虑了反向因果关系存在的可能, 当解释变量存在内生性时, 该方法也能够精确估计长期参数和有效的 t 检验值, 从而可使模型的估计不受影响 (Ang, 2009)。根据 Pesaran 和 Shin(1999) 的证明: 对自回归分布滞后 (ARDL) 模型的滞后期进行适当设定, 可以同时纠正残差的序列相关和变量的内生性。再次, 相对于其他方

① Yilmaz(2002) 在 SITC 行业分类下, 将 SITC26、6(除 62、67、68 外)、8(除 87、88 外) 划为劳动密集型产品 ($liexp$); 将 SITC1、35、53、55、62、67、67、78 划为资本密集型产品 ($ciexp$); 将 SITC、51、52、54、57、58、59、75、76、87、88 归为技术密集型产品 ($tiexp$)。

② Ibarra(2011)、Combes 等(2011) 等均采用这一方法来分析资本流动对实际汇率的影响。

法,该方法在小样本数据的分析中能够更加胜任和高效。

本文通过 ARDL 模型获得协整关系中各变量之间的长短期关系。例如,我们估计一个形如下式的模型:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1,t} + \cdots + \beta_n x_{n,t} + \varepsilon_t \quad (27)$$

对上式的估计只能得到反映各 x 对 y 的长期影响,而结合边限协整检验方法的误差修正模型则可同时估计出 x 对 y 的长短期影响,无须事先检验各变量的平稳性。如果上式正确表达了 y 与 x 之间的函数关系,我们可将上式进一步转换为如下自回归分布滞后形式:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p_1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_2} \alpha_{1,i} \Delta x_{1,t-i} + \cdots + \sum_{i=0}^{p_{k+1}} \alpha_{k,i} \Delta x_{k,t-i} \\ & + \rho_0 y_{t-1} + \rho_1 x_{1,t-1} + \cdots + \rho_k x_{k,t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (28)$$

上式是一个无约束的误差修正模型的表达式, $p_i (i=1, 2, \cdots, k+1)$ 是根据 AIC、SBIC 或 HQIC 准则为每个解释变量确定的最优滞后期数。该估计通过两步获得:

首先是检验模型的统计适用性。具体说来,即确定每个解释变量的最优滞后期数,并保证模型通过标准的统计推断。该步骤比较重要,因为边限协整检验要求误差不存在序列相关,同时模型变量的内生性也可通过 ARDL 模型中一定的滞后项来纠正。

其次是进行协整检验。Pesaran 等(2001)提出对上式中各一期滞后项系数的显著性进行 Wald 联合检验(F 检验),该检验的原假设为 $\rho_0 = \rho_1 = \cdots = \rho_k = 0$,显然,如果其被拒绝,则各变量之间存在协整关系。Pesaran 等(2001)给出了该检验中 F 统计量的临界值,即假设在该模型中各变量均为一阶单整情况下的上限临界值,以及在模型中各变量均为平稳时的下限临界值。如果 F 检验值超过上界临界值,就可拒绝原假设,这意味着各变量之间存在协整关系。如果 F 检验值低于下限临界值,则接受原假设,在这两种情况下都不需要知道各回归变量是一阶单整还是平稳。但如果 F 值落入上下限临界值的中间,那么通过该方法就无法判断是否存在协整关系,此时需要知道各变量的单整阶数,在阶数一致的情况下再通过其他方法进行检验。此外,是否存在协整关系除了通过 F 值是否高于上限临界值判断外,还可通过误差修正系数(是否显著为负)来判断。

协整关系确定后,各解释变量对被解释变量的长期影响可通过各回归变量的一期滞后项获得,如 x_i 对 y 的长期影响为 $-\rho_0^{-1} \rho_i (i=1 \cdots k)$ 。而短期影响则由 $\alpha_i (i=1 \cdots k)$

表示。

在通过边限协整检验方法分别得到人民币实际汇率、通货膨胀以及制造业产品出口与房地产投资之间的长短期关系后,进一步的想法^①是:如果将它们置于同一个动态系统中,是否仍能得到与边限协整检验结果一致的结论?因此,我们还将建立一个VAR模型来考察人民币实际汇率、物价水平、制造业出口及房地产投资的整体动态关系,这既能使我们在一个统一的系统中看到房地产业扩张影响的动态演化,也可加强经验分析的科学性和可比性。

六 检验结果与分析

为考察中国房地产业繁荣是否引发了“荷兰病”,本文分别从房地产行业投资扩张对人民币实际汇率、通货膨胀、制造业出口的影响等三个方面展开分析。

(一)房地产业扩张对人民币实际汇率的影响

首先,我们采用边限协整检验方法考察房地产繁荣对实际汇率的长短期影响。如前述,我们不需要事先知晓相关变量的平稳性。^②鉴于本文使用的样本相对较小,我们将每个变量的最大滞后期设为4期,并采用AIC准则得到每个变量的最优滞后期数,结果列于表2。

结果表明,贸易条件对实际汇率的长期影响显著为正,这意味着贸易条件改善带来的收入效应强于替代效应,并引发了本币实际升值,但其短期影响不显著;而经济开放度与实际汇率的关系不论长期还是短期均显著为负,这符合Edwards和Van Wijnbergen(1987)的观点,表明贸易自由度的提高将使本币实际贬值;过度货币增长的短期系数显著为负,长期影响不显著,该结果表明过度货币供给并未引起人民币实际升值,这可能是由于货币冲销起到了缓解或抵消人民币实际升值的作用,这与预期不一致,但与Athukorala和Rajapatirana(2003)的结果却是相似的;汇率灵活度的提高在短期内可导致本币贬值,这符合预期,但长期内却显著为正,可能是因为人民币升值预期的存在导致汇率灵活度的提高和人民币升值在长期中并存。我们所关心的房地产投资在长期对实际汇率有显著的正向影响,表明房地产投资扩张在长期引发了人民币实际升值,而短期内存在显著的负面影响,这可能是由于2005年以前人民币汇率制度僵硬,使人民币追随美元发生了阶段性贬值,从而使房地产投资扩张对人民币实际汇率

① 对于这一思路,作者感谢匿名审稿人的建议。

② 根据本文检验,所有变量的单整阶数均未超过一阶,符合边限协整检验的要求,为节省篇幅未列出。

的升值影响并未在短期内立即显现。

表 2 房地产投资对人民币实际汇率的影响: 边限协整检验结果

	滞后期	$\Delta lreer$	$\Delta ltot$	$\Delta lopen$	$\Delta exmg$	Δemp	$\Delta lrrei$
短期系数估计	0		0.139 (0.98)	-0.239*** (4.06)	-0.111 (0.71)	-0.009 (0.24)	-0.042 (0.60)
	1	0.603*** (2.93)		0.135** (2.03)	-0.471** (2.51)	-0.172** (2.58)	-0.201** (2.57)
	2				-0.340* (1.90)	-0.107* (1.95)	-0.126 (1.62)
	3					-0.068 (1.52)	-0.089 (1.36)
长期系数估计 (ECM_{t-1}) =-1.34(4.89)	<i>lreer</i>	常数项 3.63*** (43.76)	<i>ltot</i> 0.216** (2.01)	<i>lopen</i> -0.369*** (19.33)	<i>exmg</i> 0.151 (1.40)	<i>emp</i> 0.279*** (4.94)	<i>lrrei</i> 0.076*** (5.94)
统计推断		F 5.01	LM 10.19	RESET 0.92	CUSUM S	CUSUM ² S	调整后的 R ² 0.75

说明: 括号内是 t 检验值; **、* 分别代表在 1%、5%、10% 显著水平下显著; F 统计量 1% 显著水平下的上限临界值为 3.61, 下限临界值为 2.41; 在 5% 显著水平下的上限临界值为 3.01, 下限临界值为 1.98。该临界值来自 Pesaran 等(2001); LM 是拉格朗日乘数检验值, 检验是否存在序列相关; 5% 显著水平下的临界值是 9.48, 高于该临界值表明存在序列相关; RESET 指 Ramsey 的模型设定检验, 5% 显著水平下的临界值是 3.84, 高于该临界值意味着模型存在设定误差。下表同。

统计推断结果说明我们得到的协整关系是显著的, F 值大于 1% 显著水平下的上限临界值, LM 检验值尽管略高于 5% 显著水平下的临界值, 但也能处于可接受的水平; RESET 检验值低于 5% 显著水平下的临界值, 说明模型设定合理; 而 ECM 系数也显著为负, 说明所得到的长期均衡关系是稳定的, 该系数值越大, 受到冲击后经济向均衡调整的速度也越快; 根据 Brown 等(1975)提出的对最优误差修正模型残差进行的 CUSUM 和 CUSUM² 检验,^①本模型也是稳定的(以 S 标示)。

上述检验结果表明, 尽管房地产业的繁荣并未(如自然资源开采一样)产生商品出口, 但其仍可在长期内引发人民币实际升值。如前面分析, 房地产投资主要通过推高国

① 根据该检验, 如果估计模型的所有系数是稳定的, 那么迭代残差的累积和将处于 5% 显著水平下的临界值之内(由两条直线表示), 由于篇幅所限, 本文未报告这些图形。

内不可贸易品的相对价格影响实际汇率。若如此,那么其也会影响国内通货膨胀。

(二)房地产业扩张对国内通货膨胀的影响

在本部分考察中,我们控制了 M2 同比增长率、GDP 同比增长率和利率等对通货膨胀的影响,检验结果显示于表 3。

该结果显示,无论从长期还是短期来看,M2 的增长率与通货膨胀率之间均呈现出显著的同向关系,这符合货币数量论的观点;利率与通货膨胀率之间的符号也显著为正,说明在其他因素不变的情况下,利率提高将导致货币需求下降,这需要价格上升以维持货币供求均衡;GDP 增长率与通货膨胀之间也呈现同方向关系,这与凯恩斯主义货币需求的理论预期不一致,但显示出总需求增加对物价的推动作用。此外,我们所关心的房地产投资增加对通货膨胀也有正向促进作用,并且在短期内该影响更为显著。这表明,即便在控制了其他因素后,房地产投资增加仍能对通货膨胀有较显著的推动作用,其影响渠道可能来自于对银行信贷的拉动,对投资及消费品的需求以及房地产市场繁荣引发的房价上涨对居民生活成本的影响等。

表 3 房地产投资对通货膨胀的影响:边限协整检验结果

	滞后期	Δinf	$\Delta gm2$	Δi	Δgdp	$\Delta grei$
短期系数估计	0		0.113 *** (3.09)	1.037 *** (3.09)	0.222 *** (2.91)	0.042 ** (2.49)
长期系数估计 ($ECM_{t-1} =$ $-0.284(4.04)$)	inf	常数项 -0.253 *** (3.71)	$gm2$ 0.400 ** (2.36)	i 3.66 *** (3.46)	gdp 0.78 ** (2.55)	$grei$ 0.148 * (1.90)
统计推断	F	LM	RESET	CUSUM	CUSUM ²	调整后的 R ²
	5.21	3.10	1.27	S	S	0.60

统计推断中 F 值超过了 1% 显著水平下的上限临界值,模型的误差修正项系数显著为负,说明长期均衡关系存在且稳定,模型系统在外部冲击后能向其长期均衡关系收敛。此外,LM、RESET、CUSUM 等各项统计推断均显示模型稳定且设定合理。

根据上述分析,我们证实了房地产投资对人民币实际汇率和通货膨胀均有显著影响。这意味着其可能已影响中国制造业的出口活动,因为人民币实际升值和物价上涨等都是削弱制造业出口竞争力的重要因素。那么实际是否如此?

(三)房地产业扩张对出口的影响

本部分从劳动密集型、资本密集型及技术密集型产品出口等 3 个角度来考察房地

产行业的繁荣是否对出口存在不利影响,检验结果列于表4~6。

对3类产品出口的检验结果表明,无论长期还是短期,出口价格相对于进口价格的提高对各类型产品出口均有不利影响,人民币实际升值对各类型产品出口均产生抑制作用。美国人均GDP对中国劳动密集型产品出口有显著的短期影响,对资本密集型产品出口有显著的长期影响,而对技术密集型产品出口的影响在长短期不显著。房地产投资对各类型产品出口的影响也存在一定差异:对劳动和资本密集型产品出口的影响无论长短期均有显著不利影响,但对技术密集型产品出口的影响不显著。

表4~6的各项统计推断显示,F值均超过了1%显著水平下的上限临界值,且误差修正系数均显著为负,说明3个结果中各变量之间均存在确定且稳定的协整关系。除了对技术密集型产品出口的检验中RESET略高于5%显著水平下的临界值外,其余各项统计推断显示模型设定基本合理且稳定。

表4 房地产投资对劳动密集型产品出口的影响: 边界协整检验结果

	滞后期	$\Delta lliexp_gdp$	$\Delta ltot$	$\Delta lgdpusa$	$\Delta lreer_res$	$\Delta lrei_gdp$
短期系数估计	0		-1.122*** (3.44)	0.270 (0.34)	-1.180*** (4.36)	-0.316** (2.01)
	1		0.422 (1.47)	1.960*** (2.87)		
	2			1.252 (1.70)		
长期系数估计 (ECM_{t-1})	$lliexp_gdp$	常数项	$ltot$	$lgdpusa$	$lreer_res$	$lrei_gdp$
= -0.68(5.37)		-11.626*** (2.88)	-2.727*** (6.52)	0.620 (1.50)	-1.734*** (7.36)	-1.163*** (7.95)
统计推断	F	LM	RESET	CUSUM	CUSUM ²	调整后的R ²
	5.05	4.40	1.75	S	S	0.53

本部分的检验结果显示,房地产繁荣对劳动密集型和资本密集型产品出口均有显著的不利影响,而对技术密集型产品出口的影响则不显著。这实际上与“荷兰病”的“症状”是相符的,即其对传统制造业出口的打击实际上会更大。因为传统制造业产品的技术附加值相对较低,在市场上面临的竞争更为激烈,且在产业结构调整中处于末端地位,故在面对房地产业的高利润吸引时,将要素转移至该行业就成为企业转型的良机,转型的机会成本小。相对而言,技术密集型产品尽管前期投资较大,风险较高,其投资似乎更容易受到房地产繁荣的吸引,但实际上如果该行业内产品一经投产,

由于有相对较旺盛的市场需求和稳定的订单来源,技术的垄断性可使其获得更高的产品附加值。在产业结构中,该产业处于前端地位,符合政府政策的鼓励方向,能获得相关的支持,故技术密集型行业内企业转向房地产业的机会成本较前两类行业的企业更大。这或是为何房地产繁荣对技术密集型产品出口影响不显著的原因。

表 5 房地产投资对资本密集型产品出口的影响: 协整检验结果

	滞后期	$\Delta lciexp_gdp$	$\Delta ltot$	$\Delta lgdpusa$	$\Delta lreer_res$	$\Delta lrei_gdp$
短期系数估计	0		-4.140***	0.860	-1.903***	-1.016***
			(6.98)	(0.69)	(3.49)	(3.27)
长期系数估计	1	0.206*			-0.811	
		(1.92)			(1.69)	
长期系数估计 ($ECM_{t-1} =$ $-0.56(6.99)$)	$lciexp_gdp$	常数项	$ltot$	$lgdpusa$	$lreer_res$	$lrei_gdp$
		-60.379***	-7.444***	5.047***	-1.815***	-3.421***
统计推断	F	LM	RESET	CUSUM	CUSUM ²	调整后的 R ²
	3.86	3.78	0.74	S	S	0.77

表 6 房地产投资对技术密集型产品出口的影响: 协整检验结果

	滞后期	$\Delta ltiexp_gdp$	$\Delta ltot$	$\Delta lgdpusa$	$\Delta lreer_res$	$\Delta lrei_gdp$
短期系数估计	0		-1.098***	-0.526	-1.019***	0.028
			(3.16)	(1.34)	(2.97)	(0.18)
长期系数估计	1	-0.270**			0.731***	
		(2.24)			(2.77)	
长期系数估计 ($ECM_{t-1} =$ $-0.39(4.25)$)	$ltiexp_gdp$	常数项	$ltot$	$lgdpusa$	$lreer_res$	$lrei_gdp$
		10.260	-2.820***	-1.351	-4.309***	0.073
统计推断	F	LM	RESET	CUSUM	CUSUM ²	调整后的 R ²
	4.01	8.57	4.32	S	S	0.59

(四) 房地产业扩张与荷兰病: 一个动态分析

本文再通过建立 VAR 模型,从整体上综合考察房地产业扩张与实际汇率、通货膨胀以及制造业出口的动态关系,即将产品出口($lexp_gdp$, 本文将对整体及 3 种类型产品出口分别进行分析)、人民币实际有效汇率($lreer$)、物价指数($lcpi$)以及房地产投资($lrei_gdp$)等放入如下的一个动态系统中:

$$Z_t = C_t + \Phi Z_{t-1} + U_t \quad (29)$$

其中 Z_t 是由变量 $lexp_gdp$ 、 $lreer$ 、 lcp_i 、 $lrei_gdp$ 构成的 4×1 向量矩阵, Φ 是 4×4 系数矩阵, U_t 是 4×1 服从独立同分布的随机干扰项矩阵。根据 SBIC 准则,我们将该 VAR 模型的滞后期设为 1 期。我们首先在无约束的条件下估计 (29) 式,随后结合各变量之间的理论关系与前文分析结果,将 Φ 矩阵中不显著的系数限制为 0,最后得到如下 VAR 系统:

$$\begin{bmatrix} lexp_gdp_t \\ lreer_t \\ lcp_i_t \\ lrei_gdp_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{1t} \\ c_{2t} \\ c_{3t} \\ c_{4t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & 0 & a_{14} \\ 0 & a_{22} & a_{23} & a_{24} \\ 0 & 0 & a_{33} & a_{34} \\ 0 & 0 & 0 & a_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} lexp_gdp_{t-1} \\ lreer_{t-1} \\ lcp_i_{t-1} \\ lrei_gdp_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix} \quad (30)$$

该系统既反映了各内生变量与自身滞后项之间的关联,也反映了与其他变量的理论关系:本币实际升值和房地产投资增加对后期制造业产品出口具有不利影响;国内价格及房地产投资提高都会引发本币的实际升值,根据前文分析,物价指数也会因房地产业投资扩张而上升。在实际分析中,我们分别将制造业总体 ($lmexp_gdp$)、劳动密集型 ($lliecp_gdp$)、资本密集型 ($lciecp_gdp$)、技术密集型产品出口 ($ltiecp_gdp$) 替换 (30) 式中的 $lexp_gdp$,得到 4 个 VAR 模型(各模型均通过了稳定性检验)。^① 为节省篇幅,我们略去各 VAR 模型结果,只列出基于此而得到的几个主要脉冲响应关系。

图 1 基本上印证了前文分析的结论。子图(1)显示房地产投资的正向冲击将使实际汇率发生先下降而后上升的走势,95%的置信区间反映了房地产投资在约 5 期内显著引发了人民币实际贬值,随后又在 20 期左右使其显著升值,这与边境协整检验中得到的房地产投资与人民币实际汇率之间的长短期关系是一致的。房地产投资的正向冲击对 CPI 的影响也是显著的,子图(2)显示该影响可持续 20 期左右。子图(3)显示,CPI 的正向冲击可使人民币发生实际升值,其显著影响可持续约 10 期。不过为何对 CPI 的正向影响未首先促使人民币升值?这可能是由于人民币汇率制度在 2005 年前的僵化使人民币追随美元的持续贬值所致,而子图(1)中人民币在起初的实际贬值表明,该影响应当超过房地产投资通过 CPI 对人民币实际汇率的影响。子图(4)~(6)显示,人民币实际升值对各类型产品出口均有负面影响,且该影响均会显著地持续 10 期以上。相对而言,人民币实际升值对资本密集型产品和劳动密集型产品出口的负面影响会更快显现,而对技术密集型产品的负面影响则较缓慢和较轻。

^① 我们实际上也类似地建立了各变量和 $lrrei$ 构成的 VAR 系统,结果与此基本相同。为节省篇幅,未列出。

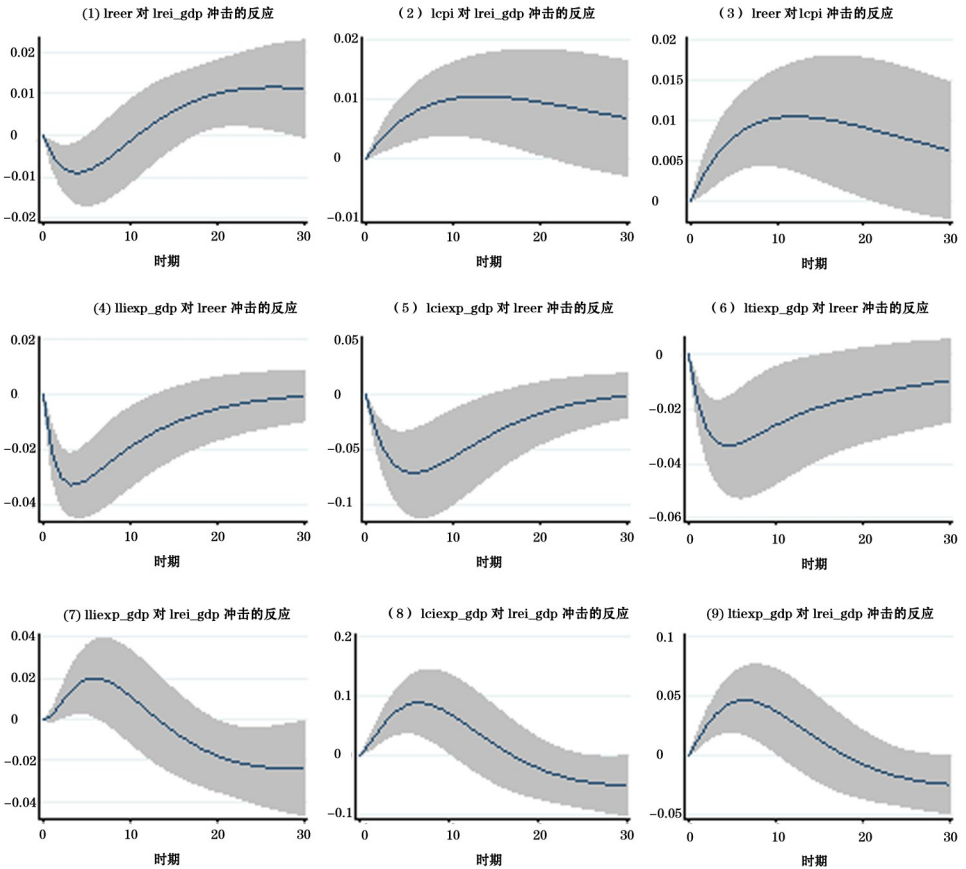


图1 房地产投资与“荷兰病”：冲击与响应

说明：各图中阴影区为95%的置信区间。在(9)个子图中，(1)、(2)、(3)是基于制造业总出口与人民币实际汇率、物价指数、房地产投资等变量构成的VAR模型而得到的(经验证，我们发现子图(1)、(2)、(3)反映的动态关系在其余3个VAR模型中的形态和显著性情况与此基本相同，为节省空间未列出)；而(4)、(7)是基于劳动密集型产品出口与它们构成的VAR模型得到的；(5)、(8)是基于资本密集型产品出口与它们构成的VAR模型得到的；(6)、(9)则是基于它们与技术密集型产品出口构成的VAR模型得到的。此外，制造业总出口对房地产投资提高的反应也经历了先显著促进，而后转为显著为负的过程，为节省篇幅也未列出。

子图(7)~(9)显示，房地产投资对制造业出口的影响经历了先正后负的过程。其对劳动和资本密集型产品出口的负面影响均显著，且对劳动密集型产品出口的负面影响较资本密集型产品出口更早发生，而对技术密集型产品出口的负面影响则未能在

5%的显著水平下显著,这与前文的结果是一致的。但与边限协整检验的短期结果略有不同的是,房地产投资增加在短期内对制造业出口有显著的促进作用,这可能是由于在此处的分析未控制影响制造业出口的其他变量,如国外需求、贸易条件等所致。此外,子图(1)显示的人民币短期贬值也应对制造业出口有促进作用。

VAR模型的动态分析与前文边限协整检验的结论基本一致,表明本文的检验结果是稳健的。综合而言,这些结论证实了本文的判断,即房地产投资引起了物价上涨,同时也推动了人民币实际升值,这些因素连同其高利润对资源的吸引,对制造业产生了一定的负面影响。

本文由此揭示了:“荷兰病”并不一定只由自然资源开采或资本流入引发,当受到利益的吸引,资本或劳动力等要素资源向某个部门的过度集中,都有可能给其他部门带来不利影响。本文提到的房地产行业的扩张,在客观上就通过资源转移、本币实际升值等渠道影响了制造业的发展,这在本质上也是一种“荷兰病”。

七 总结

本文从理论上阐释了房地产业繁荣如何引发制造业的“荷兰病”,并通过经验分析指出:中国房地产业的扩张在一定程度上引发了本币实际升值、物价上涨,并对制造业产品出口产生了负面影响。我们发现,房地产业的投资扩张对劳动密集型和资本密集型产品出口的负面影响十分显著,而对技术密集型产品出口的影响则不显著。由此可见:“荷兰病”未必只因资源开采而产生,作为不可贸易部门的房地产业的繁荣和扩张也会诱发“荷兰病”。实际上,任何一个行业的扩张所引发的资源过度集中都可能会给自身和其他行业带来负面影响,因此政府的政策应避免造成资源的过度集中。以往政策针对全行业、产品生产进行补贴的做法造成了资源的过度拥入和浪费,合理的做法应将支持给予行业内有实力的技术研发活动。

参考文献:

戴国强、张建华(2009):《我国资产价格与通货膨胀的关系研究——基于ARDL的技术分析》,《国际金融研究》第11期。

丁菊红、王永钦、邓可斌(2007):《中国经济发展存在“资源之咒”吗》,《世界经济》第9期。

段忠东(2012):《房地产价格与通货膨胀、产出的非线性关系——基于门限模型的实证研究》,《金融研究》第4期。

方颖、纪扬、赵扬(2011):《中国是否存在“资源诅咒”》,《世界经济》第4期。

龚秀国(2010):《中国式“荷兰病”与外来直接投资研究》,《世界经济研究》第10期。

李春顶(2012):《高房价打击出口竞争力应引起重视》,《证券时报》8月27日,第A03版。

刘志彪(2012):《去房地产化重构中国实体经济支柱》,《董事会》第6期。

宋勃(2007):《房地产市场财富效应的理论分析和中国经验的实证检验:1998—2006》,《经济科学》第5期。

谭政勋(2012):《利润率下降、信贷扩张与房价波动——来自跨国面板数据的经验证据》,《经济学家》第5期。

谭政勋、陈铭(2012):《房价波动与金融危机的国际经验证据:抵押效应还是偏离效应?》,《世界经济》第3期。

王英(2010):《外商直接投资与中国式“荷兰病”》,引自《江苏省外国经济学说研究会2010年学术年会论文集》。

王子龙、许箫迪、徐浩然(2008):《房地产市场财富效应理论与实证研究》,《财贸经济》第12期。

吴海民(2012):《资产价格波动、通货膨胀与产业“空心化”——基于我国沿海地区民营企业面板数据的实证研究》,《中国工业经济》第1期。

徐康宁、王剑(2006):《自然资源丰裕程度与经济发展水平关系的研究》,《经济研究》第1期。

赵昕东(2010):《中国房地产价格波动与宏观经济——基于SVAR模型的研究》,《经济评论》第1期。

中国经济增长前沿课题组(2011):《城市化、财政扩张与经济增长》,《经济研究》第11期。

高柏(2004):《日本经济的悖论——繁荣与停滞的制度性根源》(刘耳译),商务印书馆。

奥村洋彦(2000):《日本“泡沫经济”与金融改革》(余燮宁译),中国金融出版社。

Acosta, P. A.; Lartey, E. K. and Mandelman, F. S. “Remittances and The Dutch Disease.” *Journal of International Economics*, 2009, 79(1), pp. 102–116.

Aizenman, J. and Jinjark, Y. “Current Account Patterns and National Real Estate Markets.” *Journal of Urban Economics*, 2009, Vol. 66(2), pp. 75–89.

Algieri, B. “The Dutch Disease: Evidences from Russia.” *Economic Change and Restructuring*, 2011, pp. 243–277.

Ang, J. B. *Financial Development and Economic Growth in Malaysia*, London: Routledge, 2009.

Aoki, K.; Proudman, J. and Vlieghe, G. “House Prices, Consumption, and Monetary Policy: A Financial Accelerator Approach.” *Journal of Financial Intermediation*, 2004, 13.4, pp. 414–435.

Athukorala, P. C. and Rajapatirana, S. “Capital Inflows and the Real Exchange Rate: A Comparative Study of Asia and Latin America.” *The World Economy*, 2003, 26(4), pp. 613 – 637.

Beverelli, C.; Dell’Erba, S. and Rocha, N. “Dutch Disease Revisited: Oil Discoveries and Movements of the Real Exchange Rate When Manufacturing is Resource-intensive.” *International Economics and Economic Policy*, 2011, 8, pp. 139–153.

Bernanke, B. and Gertler, M. “Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations.” *American Economic Review*, 1989, 79(1), pp. 14–31.

Bernanke, B.; Gertler, M. and Gilchrist, S. “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework.” *NBER working paper* No. 6455, 1998.

Bostic, R.; Gabriel, S. and Painter, G. “Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence from Micro Data.” *Regional Science and Urban Economic*, 2009, 39(1), pp. 79–89.

Bryan, M. F.; Cecchetti, S. G. and O’Sullivan, R. “Asset Prices and the Measurement of Inflation.” *De Economist*, 2001, 149(4), pp. 405–431.

Brown, R. L.; Durbin, J. and Evans, J. M. “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time.” *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*. 1975, 37(2), pp. 149–192.

Bruno, M. and Sachs, J. “Energy and Resource Allocation: A Dynamic Model of the ‘Dutch Disease’.”

Review of Economic Studies, 1982, 51(159), pp.845-859.

Butler, W. H. and Purvis, D. D. "Oil, Deflation, and Export Competitiveness: A Model of the 'Dutch Disease'." *NBER Working Paper* No. 592, 1980.

Campbell, J. Y. and Cocco, J. F. "How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data." *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(3), pp.591-621.

Case, K. E.; Glaeser, E. L. and Parker, J. A. "Real Estate and the Macroeconomy." *Brookings Papers on Economic Activity*, 2000, 2000(2), pp.119-162.

Case, K. E.; Quigley, J. M. and Shiller, R. J. "Comparing Wealth Effects: the Stock Market versus the Housing Market." *Advances in Macroeconomics*. 2005, 5(1), Article 1.

Chen, J. "Re-evaluating the Association between Housing Wealth and Aggregate Consumption: New Evidence from Sweden". *Journal of Housing Economics*, 2006, 15(4), pp.321-348.

Chinn, M. D. "The Measurement of Real Effective Exchange Rates: A Survey and Applications to East Asia." Mimeo, University of California, Santa Cruz, 2002.

Collins, C. and Senhadji, A. "Lending Booms, Real Estate Bubbles, and the Asian Crisis." *IMF Working Paper* WP/02/20, 2002.

Combes, J. L.; Kinda, T. and Plane, P. "Capital Flows, Exchange Rate Flexibility, and the Real Exchange Rate." *IMF Working Paper* WP/11/9, 2011.

Corden, W. M. and Neary, P. "Booming Sector and De-industrialization in a Small Open Economy." *The Economic Journal*, 1982, 92, pp.825-848.

De Gregorio, J.; Giovannini, A. and Wolf, H. "International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation." *European Economic Review*, 1994, 38, pp.1225-1244.

Duca, J. V.; Muellbauer, J. and Murphy, A. "Housing Markets and the Financial Crisis of 2007-2009: Lessons for the Future." *Journal of Financial Stability*, 2010, 6, pp.203-217.

Edwards, S. and Van Wijnbergen, S. "Tariffs, the Real Exchange Rate and the Terms of Trade: On Two Popular Propositions in International Economics." *Oxford Economic Papers*, 1987, 39, pp.458-464.

Filardo, A. J. "Monetary Policy and Asset Prices." *Federal Reserve Bank of Kansas City Review*, 2000, 85(3), pp.11-37.

Frankel, J. A. "The Natural Resource Curse: A Survey." *NBER Working Paper* No. 15836, 2010.

Goodhart, C. and Hofmann, B. *House Prices and the Macroeconomy: Implications for Banking and Price Stability*. New York: Oxford University Press, 2007.

Gupta, R. and Hartley, F. "The Role of Asset Prices in Forecasting Inflation and Output in South Africa." University of Pretoria Department of Economics working paper 2011-15, 2011.

Ibarra, C. A. "Capital Flows and Real Exchange Rate Appreciation in Mexico." *World Development*, 2011, 39(12), pp.2080-2090.

Igan, D.; Kabundi, A.; De Simone, F. Na.; Pinheiro, M. and Tamirisa, N. "Housing, Credit, and Real Activity Cycles: Characteristics and Comovement." *Journal of Housing Economics*, 2011, 20, pp.210-231.

Ismail, K. "The Structural Manifestation of the 'Dutch Disease': The Case of Oil Exporting Countries." *IMF Working Paper* WP/10/103, 2010.

Jinjarak, Y. and Sheffrin, S. M. "Causality, Real Estate Prices, and the Current Account." *Journal of*

Macroeconomics, 2011, 33, pp.233-246.

Jongwanich, J. and Kohpaiboon, A. “Capital Flows and Real Exchange Rates in Emerging Asian Countries.” *Journal of Asian Economics*, 2013, 24, pp.138-146.

Klau, M. and Fung, S. S. “The New BIS Effective Exchange Rate Indices.” *BIS Quarterly Review*, 2006, pp.51-65.

Kontonikas, A. and Montagnoli, A. “Has Monetary Policy Reacted to Asset Price Movements? Evidence from the UK.” *Ekonomia*, 2004, 7(1), pp.18-33.

Lartey, E. K. “Financial Openness and the Dutch Disease.” *Review of Development Economics*, 2011, 5(3), pp.556-568.

Mera, K. and Renaud, B. *Asian Financial Crisis and the Role of Real Estate*. M. E. Sharpe, Inc. 2000.

Nagasaka. “The Dutch Disease.” *The Economist*, 1977, November 26, pp.82-83.

Peltonen, T. A.; Sousa, R. M. and Vansteenkiste, I. S. “Wealth Effects in Emerging Market Economies.” *International Review of Economics and Finance*, 2012, 24, pp.155-166.

Pesaran, M. H. and Shin, Y. “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis,” in S. Strom, eds., *Econometrics and Economic Theory in 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

Pesaran, M. H.; Shin, Y. and Smith, R. J. “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships.” *Journal of Applied Econometrics*, 2001, 16, pp.289-326.

Prati, A. and Tresselt, T. “Aid Volatility and Dutch Disease: Is There a Role for Macroeconomic Policies?” *IMF Working Paper* WP/06/145, 2006.

Quigley, J. M. “Real Estate and the Asian Crisis.” *Journal of Housing Economics*, 2001, 10(2), pp.129-161.

Rajan, R. G. and Subramanian, A. “Aid, Dutch Disease, and Manufacturing Growth.” *Journal of Development Economics*, 2011, 94(1), pp.106-118.

Ranis, G. “Capitalism with Special Chinese Characteristics.” YaleGlobal, Yale Center for the Study of Globalization. 19 Jun. 2007.

Renaud, B. “How Real Estate Contributed to the Thailand Financial Crisis,” in Koichi Mera, and Bertrand Renaud eds., *Asian Financial Crisis and the Role of Real Estate*. M. E. Sharpe, Inc. 2000, pp.183-207.

Takayama, A. “Economic Expansion, Industrialization, and Dutch Disease Economics in the Context of International Monetary Economics,” in Ryuzo Sato, Takashi Negishi eds., *Developments in Japanese Economics*. Academic Press Japan, INC, 1989, pp.59-82.

Tkacz, G. and Wilkins, C. “Linear and Threshold Forecasts of Output and Inflation with Stock and Housing Prices.” *Journal of Forecasting*, 2008, 27, pp.131-151.

Végh, C. *Open Economy Macroeconomics in Developing Countries*. Cambridge: MIT Press, MA. 2012.

Williamson, J. “The Management of Capital Inflows.” Pensamiento Iberoamericano, January-June 1995.

Ye, Q. “Commodity Booms and Their Impacts on the Western Australian Economy: The Iron Ore Case.” *Resources Policy*, 2008, 33, pp.83-101.

Yilmaz, B. “Turkey’s Competitiveness in the European Union: A Comparison of Greece, Portugal, Spain and the EU/12/15.” *Russian and East European Finance and Trade*, 2002, 38(3), pp.54-72.

(截稿:2013年8月 责任编辑:李元玉)