
中国部门间劳动力市场分割与 巴拉萨-萨缪尔森效应

刘晓辉 吴建利¹

【摘要】：在传统巴拉萨—萨缪尔森模型框架下，考察了可贸易品部门与不可贸易品部门间的劳动力市场分割对巴拉萨—萨缪尔森效应(巴萨效应)的抑制作用。利用中国 29 个省、市和自治区的面板数据(1995–2015 年)展开的经验研究发现：巴萨效应在中国是存在的，但是，可贸易品与不可贸易品部门间劳动力市场分割的存在削弱了两部门相对生产率变动对内部实际汇率的影响，抑制了巴萨效应的发挥；劳动力市场分割程度越高，对巴萨效应的抑制作用就越强。

【关键词】：部门间劳动力 市场分割 生产率 内部实际汇率

【中图分类号】：F732 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1009-2382(2021)03-0001-10

一、引言

关于实际汇率决定和影响因素的研究一直是学界关注的重要问题。作为研究实际汇率决定的基准模型，Balassa-Samuelson 效应(Balassa, 1964; Samuelson, 1964, 下文简称巴萨效应)认为，长期中，可贸易品部门生产率的上升会推动该部门工资的上涨，如果劳动力在一国可贸易品和不可贸易品部门之间可以自由流动的话，这将带来不可贸易品部门工资的上涨，从而推动不可贸易品部门价格上升。在贸易品部门价格由国际市场决定的假设下，这进一步导致本国不可贸易品部门相对可贸易品部门的价格上升，内部实际汇率升值，最终导致总体实际汇率升值。

但是，经验证据却和巴萨效应的理论预测相去甚远。尽管很多研究发现巴萨效应是存在的(Balassa, 1964; DeGregorio 等, 1994; Ricci 等, 2013)，但是，很多研究发现这一效应的经验测算结果要弱于理论预期(王雪珂和姚洋, 2013; Ricci 等, 2013)，一些经验研究结论甚至不支持巴萨效应(如 Dumrongrittikul 和 Anderson, 2016)。

我们应如何解释巴萨效应理论和经验证据之间的反差呢？有一种观点认为，现实的因素抑制、甚至逆转了巴萨效应。例如，发展中国家在结构转型过程中因改革带来的生产率进步可能会极大地促进产出增长，从而降低了整体价格水平，因此削弱了巴萨效应。很多学者沿此思路从发展中国家的现实和制度约束出发来解释为什么巴萨效应在发展中国家受到了抑制。

与国外研究类似，关于人民币巴萨效应的研究一方面发现巴萨效应是存在的(苏明政和张庆君, 2014)，另一方面，很多研究开始集中关注中国二元经济背景下，农村剩余劳动力和城乡劳动力市场分割对巴萨效应的抑制作用。第一种观点认为，随着可贸易品部门生产率的提高，大量剩余劳动力从农村涌向城市所带来的源源不断的劳动力供给导致国内整体工资水平难以提升，或者导致两部门之间的工资调整机制难以发挥作用，从而抑制了巴萨效应。第二种观点则认为，无论劳动力是否存在过度供给，只要它们无法在城乡间自由流动，那么就会扭曲巴萨效应中的工资传导机制，从而影响巴萨效应的发挥。

¹**作者简介**：刘晓辉，西南财经大学中国金融研究中心教授、博士生导师；

吴建利，西南财经大学中国金融研究中心博士生(成都 611130)。

基金项目：国家社会科学基金一般项目“我国环境规制对经常账户的影响与应对策略研究”(编号：19BJL131)

显然,已有研究已经越来越多地注意到了劳动力市场的摩擦,尤其是城乡劳动力市场分割对巴萨效应的抑制作用。然而,城乡的划分并不必然地对应着可贸易品部门和不可贸易品部门的划分,城乡劳动力市场的分割也并不必然地意味着可贸易品部门和不可贸易品部门之间的劳动力市场也是分割的。如果要深入解释巴萨效应,我们还应深入到理论的本源去。沿袭已有研究思路,本文旨在从劳动力市场分割角度解释巴萨效应,但与已有研究不同的是,本文集中关注中国可贸易品部门和不可贸易品部门之间存在的劳动力市场分割对巴萨效应的影响,这在既有研究中还没有引起充分的重视。

本文在巴萨效应理论框架下,以中国 29 个省、直辖市和自治区为样本(下文统称为省,样本期:1995-2015 年),经验地考察了中国各省可贸易品部门和不可贸易品部门之间存在的劳动力市场分割(下文简称部门间劳动力市场分割)对巴萨效应的影响。研究发现,巴萨效应在中国是存在的,但各省部门间劳动力市场分割确实显著抑制了巴萨效应的发挥。在考虑了包括内生性在内的稳健性检验后,本文结论依然成立。本文因此既是对巴萨效应经验研究的拓展和补充,也是对人民币实际汇率问题研究的有益拓展。

二、理论分析

巴萨效应自提出之日起,便成为研究实际汇率决定的基准模型。这个理论假说的重要结论是,长期中一国可贸易品部门相对不可贸易品部门生产率的提高会导致该国实际汇率升值。为了引出本文的理论假说,我们需要深入到这个理论的假设前提和影响机制中去。

首先,我们扼要论述巴萨效应的基本思想。巴萨效应认为,当一国可贸易品部门相对不可贸易品部门生产率提高后,在假设可贸易品部门价格服从购买力平价且由世界决定的情况下,这将推动本国可贸易品部门工资的上涨。该理论进一步假设,在一国内部可贸易品和不可贸易品部门之间不存在劳动力市场分割,劳动力因而能自由流动,因此,长期中可贸易品部门工资的上涨将带动不可贸易品部门工资的同步上涨,直至两部门工资趋同为止。进一步地,如果该国不可贸易品部门生产率保持基本稳定的话,那么不可贸易品部门工资的上涨将推动该部门价格的上升。这导致的直接后果是不可贸易品部门相对可贸易品部门价格上涨,内部实际汇率升值。由于该理论假设可贸易品部门购买力平价成立,因此,内部实际汇率升值将最终导致该国总体实际汇率升值。这个理论的影响渠道可扼要归结如下:

可贸易品部门生产率上升→可贸易品部门工资上升→不可贸易品部门工资上升→不可贸易品部门价格上升→不可贸易品部门相对可贸易品部门价格上升(内部实际汇率升值)→总体实际汇率升值。

其次,从上述对巴萨效应理论机制的剖析我们知道,当可贸易品部门生产率上升之后,可贸易品部门工资上升,如果劳动力在两部门之间能够自由流动,那么这将推动不可贸易品部门的工资上涨,从而推动不可贸易品部门价格上升,导致内部实际汇率和总体实际汇率升值。其中,可贸易品部门工资上升推动不可贸易品部门工资上升是巴萨效应的关键一步,如果这里的两部门工资调整和趋同机制不存在,或者受到阻碍,那么必将影响巴萨效应的发挥。具体到本文的研究目的来说,如果可贸易品部门和不可贸易品部门之间的劳动力市场存在分割的话,这实际上就会阻碍、甚至切断两部门之间的工资趋同机制,从而抑制可贸易品部门生产率的上升对内部实际汇率的影响。并且,部门间劳动力市场分割越严重,不可贸易部门工资及价格上涨的阻力就越大,从而对内部实际汇率升值的抑制作用就越强,巴萨效应就越难发挥。据此分析,可将本文待检验的理论假说归结如下:部门间劳动力市场分割程度越高,对巴萨效应的抑制作用就越大。

三、研究设计

1. 研究设计和样本

本文首先考察巴萨效应的存在性,然后在此基础上考察部门间劳动力市场分割是否抑制了这一效应。为此,我们首先考虑如

下基准模型回归：

$$irer_x = \alpha_0 + \alpha_1 rlp_x + \alpha_2 control_x + v_i + \varepsilon_x \quad (1)$$

其中, $irer$ 是自然对数表示的内部实际汇率, 它等于不可贸易品部门价格与可贸易品部门价格之比, 指标上升表示内部实际汇率升值, 反之则表示贬值。指标的具体测算见下文说明。 rlp 是自然对数表示的可贸易品部门相对不可贸易品部门的劳动生产率, 数值上升表示相对不可贸易品部门而言, 可贸易品部门生产率提高。 $control$ 是控制变量, v_i 表示不可观测的省份固定效应, ε_{it} 为随机干扰项。根据巴萨效应假说, α_1 的符号为正。

为了考察部门间劳动力市场分割对巴萨效应的影响, 我们在模型 (1) 的基础上引入部门间劳动力市场分割指标 ($ilms$) 与相对生产率指标的交乘项, 将基准模型改写为：

$$irer_x = \alpha_0 + \alpha_1 rlp_x + \beta int_x + \alpha_2 control_x + v_i + \varepsilon_x \quad (2)$$

其中, int 是部门间劳动力市场分割指标与相对生产率指标的交乘项。我们用可贸易品部门相对不可贸易品部门平均工资的离差百分比作为部门间劳动力市场分割的代理变量 (具体测算见下文说明)。指标数值越高, 表示部门间劳动力市场分割越严重, 反之则表示劳动力流动性越强。根据本文的理论假说和对交乘项指标的设定, β 的符号应该为负。

出于数据可得性原因, 本文没有包括中国港、澳、台地区, 也没有包括重庆和西藏两个地区, 因此, 最终样本只包括中国 29 个省、直辖市和自治区。

本文的样本期为 1995-2015 年, 这一设定有如下两个原因: 一是 1992-1994 年以后中国基本实现了价格市场化改革, 这在很大程度上削弱了价格管制因素对巴萨效应的影响; 二是 1994 年人民币汇率并轨改革结束了中国实行多年的多重汇率实践, 在最大程度上削弱了复汇率和多重汇率体制对巴萨效应的影响。

2. 变量选择与测算方法¹

(1) 被解释变量: 内部实际汇率。

关于巴萨效应的经验研究大多直接采用总体实际汇率 (如双边实际汇率或实际有效汇率) 作为被解释变量 (王雪珂和姚洋, 2013; Du 等, 2013; Ricci 等, 2013; Dumrongritikul 和 Anderson, 2016; Bordo 等, 2017), 但从巴萨效应理论本身来说, 我们应该考察的是相对生产率的变动对内部实际汇率的影响。因为巴萨效应认为, 一国可贸易品部门生产率的提升首先改变的是不可贸易品部门的价格水平, 从而影响内部实际汇率, 最终才影响总体实际汇率。因此, 从理论本身来说, 我们认为使用代表总体实际汇率的指标, 可能在一定程度上导致我们难以判断巴萨效应究竟是由贸易品实际汇率变化推动的, 还是由内部实际汇率变化推动的。

出于这种考虑, 很多研究直接使用内部实际汇率指标来检验巴萨假说 (DeGregorio 等, 1994; Du 等, 2013; Cardi 和 Restout, 2015)。另外, 考虑到本文使用的是中国省际面板数据, 因此, 我们也采用内部实际汇率来检验巴萨效应。

使用内部实际汇率进行经验研究时, 我们首先必须划分可贸易品和不可贸易品部门。目前, 国内外在研究中国相关问题时, 形成了四类可贸易品和不可贸易品部门的划分结果: 一, 将第二产业划分为可贸易品部门, 将服务业划分为不可贸易品部门; 二, 将第二产业中的工业视为可贸易品部门, 将服务业划分为不可贸易品部门 (苏明政和张庆君, 2014); 三, 将工业中的制造业视为可贸易品部门, 将服务业划分为不可贸易品部门。

易品部门,仍然将服务业视为不可贸易品部门;四,将农业、工业和服务业细分为多个子行业,然后再根据各个子行业的可贸易性比率高低,将各子行业分别归入可贸易品和不可贸易品部门(Dumrongrattikul 和 Anderson, 2016)。

借鉴既有研究方法并考虑到数据的可得性,我们将各省第三产业视为不可贸易品部门,将第二产业视为可贸易品部门。我们分如下几步测算各省的内部实际汇率:首先,利用各省二、三产业的现价增加值数据和增加值指数计算得到各省二、三产业的可比价增加值;其次,用现价增加值除以可比价增加值得到各省二、三产业的价格指数,然后将得到的价格指数转换为以 1994 年为基期的定基比价格指数;最后,用第三产业定基比价格指数除以第二产业定基比价格指数并乘以 100,得到以 1994 年为基期的各省内部实际汇率指数。在本文的实证研究中,我们将该指数序列取自然对数。

(2) 相对生产率(r1p)。

经验研究文献中生产率主要有 3 类代理变量:一是人均实际 GDP;二是劳均增加值或劳均产出;三是全要素生产率。第一种指标由于数据易得为很多研究采用。但该指标可能在一定程度上扭曲了巴萨效应,因为该指标在衡量了生产率的同时,可能还涵盖了需求面因素的影响。第三种指标因数据难以获取,因此在经验研究中应用不广。虽然第二种指标也存在一定的问题(如在经济萧条或衰退期时,相对全要素生产率来说,劳动生产率的增长更快),但因为计算简便且数据易得等原因,在经验研究中比较流行。

综合考虑数据可得性和已有研究的做法,本文采用劳均增加值作为生产率指标的代理变量。该指标计算步骤如下:首先,我们利用测算内部实际汇率过程中得到的各省二、三产业的现价增加值除以各自的定基比价格指数,得到各省二、三产业实际增加值;其次,用各省二、三产业实际增加值数据除以二、三产业的就业得到以劳均增加值表示的可贸易品部门和不可贸易品部门的生产率指标;再次,用各省第二产业生产率除以第三产业生产率并乘以 100,得到可贸易品部门相对不可贸易品部门的相对生产率指标;最后,对得到的相对生产率指标取自然对数。

(3) 部门间劳动力市场分割(ilms)。

根据巴萨效应,如果劳动力在可贸易品部门和不可贸易品部门之间自由流动,那么这将导致两部门工资趋同。当可贸易品部门生产率上升推动该部门工资上涨后,因劳动力在两部门之间自由流动,在长期内这会导致不可贸易品部门工资上涨,从而导致两部门工资趋同。因此,不论两部门之间劳动力因何种原因而不能自由流动,这都会导致两部门工资难以趋同,从而直接导致劳动力收入的差距和不平等。因此,我们利用两部门之间的工资差异作为两部门间劳动力市场分割的代理变量。

具体而言,我们用各省可贸易品部门(第二产业)与不可贸易品部门(第三产业)平均工资之差的绝对值占不可贸易品部门平均工资之比作为部门间劳动力市场分割(ilms)的代理变量,其计算公式为:

$$ilms = \frac{|aw_2 - aw_3|}{aw_3} \quad (8)$$

其中, aw_2 和 aw_3 分别表示可贸易品部门(第二产业)和不可贸易品部门(第三产业)的平均工资。指标取值为 0,说明两部门之间不存在市场分割,劳动力完全自由流动;指标数值越大,说明两部门之间工资差距越高,两部门之间劳动力市场分割程度越高,劳动力自由流动程度越低。在具体的数据处理过程中,由于第三产业中住宿和餐饮业、信息运输业、租赁和商业服务业以及文化、体育和娱乐业等 4 个行业平均工资数据缺失严重,因此我们计算了两个第三产业平均工资指标,一个指标没有剔除这 4 个数据缺失严重的行业,另一个指标则剔除了这些行业,由此我们也得到了两个劳动力市场分割指标($ilms_1$ 和 $ilms_2$),第一个指标在计算第三产业平均工资时没有剔除住宿和餐饮业等 4 个数据缺失严重的行业,第二个指标则做了剔除。

(4) 其他控制变量。

在已有研究基础上,我们引入如下变量以控制它们对内部实际汇率的影响。

政府消费(govc)。政府消费对内部实际汇率的影响方向不确定:一方面,如果政府消费主要以不可贸易品为主的话,那么政府消费的增加会提高对不可贸易品的需求,从而导致不可贸易品相对于可贸易品价格的上升,进而导致内部实际汇率升值;另一方面,如果政府消费主要以可贸易品为主的话,那么,政府对可贸易品的消费会提高可贸易品价格,导致内部实际汇率贬值(Ricci 等, 2013)。我们用支出法下各省政府消费与各省 GDP 之比作为政府消费的代理变量,以控制该因素的影响。

金融发展(fd)。通常来说,金融发展程度的提高会促进企业的创新效率和资本积累,导致企业生产率的提高,最终通过巴萨效应导致内部实际汇率升值。借鉴既有研究对金融发展程度的测算(张璟和刘晓辉, 2015),我们使用各省信贷总量(中外金融机构贷款余额)与其 GDP 的比值作为金融发展程度的代理变量。

贸易开放度(open)。贸易开放度直接影响可贸易品与不可贸易品需求结构,从而通过影响两类产品的价格影响内部实际汇率:贸易开放度越高,可贸易品部门竞争越充分,可贸易品价格因此下降,从而导致不可贸易品相对可贸易品的价格提升,内部实际汇率升值。

我们通常采用一个地区的进出口总额占该地区的 GDP 之比测算贸易开放度。但是,地区面积和人均 GDP 会对贸易开放度产生一定的影响:土地面积大、人均 GDP 高的地区可能对外贸需求低,贸易开放度反而较低(盛斌和毛其淋, 2011)。考虑到这个影响,我们借鉴盛斌和毛其淋(2011)的方法,使用各省人口和 GDP 调整贸易开放度指标。为此,我们首先建立如下回归模型:

$$\ln to_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln gdp_{it} + \alpha_2 \ln gdp_{it}^2 + \alpha_3 \ln po_{it} + \alpha_4 \ln po_{it}^2 + \alpha_5 \ln \left(\frac{gdp_{it}}{po_{it}} \right) + \alpha_6 \ln \left(\frac{gdp_{it}}{po_{it}} \right)^2 + \mu_{it}$$

其中, to_{it} 是各省进出口占 GDP 的比率,即未经调整的贸易开放度指标, gdp_{it} 和 po_{it} 分别为 i 省在第 t 年的实际 GDP 和人口规模, μ_{it} 为随机误差项。根据回归结果可得到经人口、GDP 和人均 GDP 调整后的贸易开放度: $openf_{it} = \exp(to_{it} - \mu_{it})$ 。在此基础上,我们构造调整的贸易开放度指标(open)作为本文使用的贸易开放度指标。该指标设定为: $open_{it} = to_{it} / openf_{it}$ 。

基础设施(infra)。基础设施对内部实际汇率的影响方向不确定:一方面,基础设施的增加会降低企业的生产成本,从而降低产品价格,导致内部实际汇率贬值;另一方面,基础设施的增加会促进企业生产效率的提高,导致内部实际汇率升值(Du 等, 2013)。

我们使用永续盘存法估算基础设施存量:

$$K_{it} = K_{it-1} (1 - \delta) + I_{it}$$

其中, K_{it} 为 i 省在 t 期的基础设施存量, δ 为折旧率,取值 6.9%(胡李鹏等, 2016)。 I_{it} 为历年新增基础设施投资。1994-2003 年间,我们使用国民经济各行业基本建设投资数据衡量;而 2004-2015 年间,我们则使用相关行业的固定资产投资数据计算 I_{it} 。在计算基础设施存量时为保证相关数据的可比性,本文利用各省固定资产投资价格指数把相关行业的资本存量均调整为以 1994 年为基期的水平。由于 2003 年行业统计口径出现变化,因此 1994-2003 年对基础设施存量的考察集中于“电力、煤气及水的生产

和供应业”“地质勘查业、水利管理业”和“交通运输、仓储及邮电通信业”3个行业,2004年之后,基础设施由“电力、燃气及水的生产和供应业”“交通运输、仓储和邮政业”“信息传输、计算机服务与软件业”和“水利、环境和公共设施管理”4个行业构成。

就业率(emr)。工资收入是家庭收入中最重要的组成部分,就业率的变化将直接影响家庭的工资收入:就业率越高,家庭可支配收入也越高,从而带来家庭消费需求的增加。家庭消费需求的增加如果更多地以可贸易品为主,那么会导致可贸易品价格的提高,内部实际汇率贬值;反之,如果家庭消费需求的增加更多地以不可贸易品为主,则可能导致内部实际汇率升值。我们用各省总就业人数与其总人口的比值作为就业率的代理指标。

人口自然增长率(growr)。人口自然增长率提高会带来一国或地区劳动人口的增加,从而抑制工资增长,由此导致企业生产成本的降低,进而导致产品价格下降。但人口自然增长率的上升对内部实际汇率的影响方向则显然取决于产品价格下降过程中不可贸易部门与可贸易部门相对价格的变化。

投资率(invt)。投资率对内部实际汇率的影响方向也不确定:一方面,投资率上升会提高工资水平,导致生产成本上升,产品价格上涨;另一方面,投资率越高对可贸易品和不可贸易品的需求越高,从而推高两部门产品价格。但很显然,投资率对内部实际汇率的影响方向最终仍要取决于成本上升和需求增加导致的价格上涨究竟对可贸易品还是不可贸易品部门的价格影响的哪一个效应更大。我们用各省现价投资额占其GDP的比重作为投资率的代理指标。

性别比率(sex)。性别比例上升,表明男性人口相比女性人口来说越多,这会通过储蓄和有效劳动供给两个渠道导致内部实际汇率贬值。然而,我们还应注意到,如果男性人口的相对上升也会导致适婚年龄男性的相对上升,从而引致住房需求的增加,这反而会提高不可贸易品价格,导致内部实际汇率升值(王雪珂和姚洋,2013;Du等,2013)。因此,性别比率对内部实际汇率的影响方向也不确定。

四、经验证据

1. 参数估计

本文使用面板固定效应模型,采用组内估计量估计回归参数。之所以使用面板固定效应模型有如下四个原因:一,包括相对生产率、劳动力市场分割和交乘项在内的主要解释变量的组内标准差高于组间标准差;二,考虑到本文使用的是中国29个省的省际面板数据,这很难视为是从总体中随机抽样的结果;三,本文使用的是加总数据,在此情况下固定效应参数估计比随机效应参数估计更可信;四,我们对PooledOLS、随机效应和固定效应模型的检验也表明(参见表1-5中的F统计量、B-PLM统计量和S-H统计量),固定效应模型更适合本文的数据结构。

2. 巴萨效应

在估计模型(1)时,我们首先不引入任何控制变量,仅仅将内部实际汇率对相对劳动生产率进行回归,回归结果列于表1第(1)列。结果表明,两部门相对生产率对内部实际汇率的影响不仅统计上显著,而且符号也符合理论预期。在影响的数量效应上,两部门相对生产率每提高1%,将导致内部实际汇率升值0.41%。但引入控制变量后,回归系数大幅度下降至0.170,意味着两部门相对生产率每提高1%,将导致内部实际汇率升值0.17%。这个结果和很多跨国经验研究的结果比较一致(Ricci等,2013),与Du等(2013)对人民币实际汇率的测算也比较接近,但略高于苏明政和张庆君(2014)的估计结果。尽管巴萨效应存在,但这个影响效应是比较小的,很难解释长期中内部实际汇率的变化。

3. 劳动力市场分割与巴萨效应

我们的理论分析认为,现实中部门间劳动力市场分割抑制了巴萨效应的发挥,这导致基准模型回归中两部门相对劳动生产率难以充分解释长期中内部实际汇率的变化。下面我们利用面板数据计量方法正式检验这一理论假说。

(1) 初步验证。

为了初步检验我们的理论分析,我们首先根据部门间劳动力市场分割程度将样本划分为劳动力市场分割程度高和劳动力市场分割程度低两个子样本:如果劳动力市场分割指标高于其样本中位数,则归入到劳动力市场分割程度高的子样本,反之则归入到劳动力市场分割程度低的子样本。然后我们对模型(1)进行分样本回归。

根据我们的理论分析,劳动力市场分割程度低的子样本回归结果中,相对劳动生产率的回归系数不仅在统计上应显著为正,而且其系数也应该大于劳动力市场分割程度高的子样本。表1中第(3)–(4)列是根据第一个劳动力市场分割指标($ilms_1$)分样本回归的结果,第(5)–(6)列则是根据第二个劳动力市场分割指标($ilms_2$)分样本回归的结果。结果与我们的预期一致:劳动力市场分割程度低的子样本回归中,相对劳动生产率的系数不仅数值上大于劳动力市场分割程度高的子样本,而且其系数在统计上也都是显著为正的(我们还通过构建虚拟变量回归,更严谨地检验了这两个系数的大小。结果表明第(3)列相对生产率的回归系数显著高于第(4)列结果)。

(2) 引入交乘项的检验。

我们现在通过引入交乘项,利用模型(2)正式检验我们的理论假说。回归结果列于表2第(1)–(2)列。结果第(1)和(2)列结果表明,利用两个劳动力市场分割指标与相对劳动生产率相乘得到的交乘项的回归系数显著为负,这说明:第一,两部门相对劳动生产率对内部实际汇率的影响,或者说巴萨效应,受部门间劳动力市场分割程度的显著影响;第二,部门间劳动力市场分割程度越高,对巴萨效应的抑制作用就越强。这验证了本文的理论假说。以表2中第(1)列回归结果为例,如果劳动力市场分割指标上升到2.20($=0.191/0.087$),即可贸易品部门平均工资达到不可贸易品部门平均工资的3.2倍时,巴萨效应将完全消失。但从本文的样本来看,可贸易品部门平均工资大约是不可贸易品部门平均工资的1.1倍,最高约为1.45倍,远远达不到3.20,因此,巴萨效应不会完全消失。

表1 基准回归

	基准回归		按部门间劳动力分割程度分子样本回归			
			分割程度低	分割程度高	分割程度低	分割程度高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
rlp	0.410***	0.170***	0.142**	0.116*	0.161**	0.088
	(0.046)	(0.059)	(0.068)	(0.064)	(0.071)	(0.068)
govc		-0.664*	-0.680*	-0.309	-0.671*	-0.330
		(0.361)	(0.385)	(0.289)	(0.368)	(0.269)
fd		0.294***	0.334***	0.303***	0.339***	0.299***
		(0.050)	(0.073)	(0.068)	(0.063)	(0.066)
open		0.181**	0.119	0.213***	0.0740	0.257***

		(0.081)	(0.277)	(0.069)	(0.270)	(0.078)
infra		0.050**	0.060**	0.045**	0.058**	0.048**
		(0.019)	(0.025)	(0.022)	(0.023)	(0.020)
emr		0.190	0.607	0.145	0.731*	-0.136
		(0.300)	(0.441)	(0.325)	(0.361)	(0.280)
growr		-0.020***	-0.012	-0.017**	-0.010	-0.016**
		(0.007)	(0.008)	(0.008)	(0.009)	(0.007)
invr		-0.126	-0.114	-0.065	-0.156	-0.061
		(0.099)	(0.152)	(0.103)	(0.121)	(0.124)
sex		1.234	-2.225	4.030**	-2.264	4.162***
		(1.649)	(1.869)	(1.458)	(1.642)	(1.535)
N	609	609	305	304	305	304
组内 R ²	0.360	0.640	0.680	0.653	0.683	0.656
F 统计量	26.13***	18.91***	11.55***	13.09***	11.41***	15.26***
B-PLM 统计量	1396.54***	990.88***	335.23***	237.66***	382.21***	254.60***
S-H 统计量	19.367***	17.662**	17.938**	42.335***	34.984***	53.062***

我们可以进一步考察部门间劳动力市场分割对巴萨效应的抑制程度。我们仍然以第(1)列回归结果为例进行说明。该结果表明,两部门相对生产率对内部实际汇率影响的弹性系数或边际效应取决于两部门相对生产率的回归系数、交乘项的回归系数和部门间劳动力市场分割程度,用公式可表示为:

$$\partial \ln(rer) / \partial \ln(rlp) = 0.191 - 0.087ilms_i$$

其中, $\ln(rer)$ 和 $\ln(rlp)$ 分别是内部实际汇率和两部门相对生产率的自然对数。这个表达式再现了部门间劳动力市场分割对巴萨效应的经验影响。我们关注部门间劳动力市场分割($ilms_i$)分别取0、0.1和0.2时的情形。当 $ilms_i=0$ 时,部门间劳动力自由流动,此时两部门相对生产率每上升1%将导致内部实际汇率升值0.191%;当 $ilms_i=0.1$ 时,由于部门间劳动力市场分割,此时两部门相对生产率每上升1%将导致内部实际汇率升值0.182%。相比劳动力自由流动的情形来说,此时部门间劳动市场分割导致相对生产率对内部实际汇率的影响被低估了4.56%;当 $ilms_i=0.2$ 时,两部门相对劳动生产率上升1%将导致内部实际汇率升值0.174%,这造成部门间劳动市场分割将导致相对生产率对内部实际汇率的影响被低估9.1%(利用第(2)列回归结果计算得到的低估程度略高)。

表2 引入交乘项回归

	引入交乘项		交乘项去中心化		同时引入劳动力流动性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
rlp	0.191***	0.191***	0.175***	0.176***	0.246***	0.249***
	(0.057)	(0.056)	(0.062)	(0.061)	(0.071)	(0.068)
intl	-0.087***		-0.642*		-0.606*	
	(0.019)		(0.332)		(0.343)	
intl2		-0.091***		-0.633*		-0.654*
		(0.020)		(0.338)		(0.346)
ilms ₁					2.740	
					(1.738)	
ilms ₂						2.960
						(1.745)
控制变量	是	是	是	是	是	是
N	609	609	609	609	609	609
组内 R ²	0.669	0.667	0.648	0.647	0.674	0.673
F 统计量	21.65***	21.44***	19.72***	19.67***	22.23***	22.12***
B-PLM 统计量	1144.66***	1144.69***	974.84***	988.25***	1121.43***	1140.98***
S-H 统计量	48.311***	59.945***	28.758***	25.576***	96.384***	115.107***

由于模型(2)的回归结果(1)和(2)引入了交乘项,因此我们难以直观地解释相对劳动生产率(rlp)回归系数的经济含义。为了解释相对劳动生产率对内部实际汇率的影响大小,我们对交乘项做了去中心化处理,回归结果列于表2第(3)–(4)列。回归结果表明,在劳动力市场分割指标处于样本均值附近时(ilms₁和ilms₂的样本均值分别为0.099和0.095),相对劳动生产率上升1%将分别导致内部实际汇率升值0.175%和0.176%。这个影响程度和基准模型回归结果是非常接近的(0.170%)。此外,去中心化的回归结果也再次证明了本文的理论假说:部门间劳动力市场分割越严重,对巴萨效应的抑制作用就越强。

(3) 稳健性检验。

我们同时考虑了如下5个稳健性检验:第一,同时引入劳动力市场分割指标和交乘项;第二,按两部门平均工资高低分样本回归;第三,重新定义不可贸易品部门;第四,考虑内生性;第五,分区域检验。我们一一说明如下。

第一,同时引入劳动力市场分割指标和交乘项进行回归,结果列于表2第(5)–(6)列。我们看到,引入劳动力市场分割指标后,虽然交乘项回归系数在统计上仍然显著,但其标准误差急剧上升,这在一定程度上影响了交乘项回归系数的统计显著性,同时也说明劳动力市场分割指标与交乘项可能存在严重的多重共线性问题:初步的统计描述表明,两个交乘项指标与各自对应的劳动力市

场分割指标的相关性均高达 0.995(两个交乘项指标与另一个核心解释变量——相对劳动生产率之间的相关系数均略低于 0,因此不存在多重共线性问题)。但无论如何,最终的回归结果依然支持本文的理论预测:部门间劳动力市场分割的存在抑制了巴萨效应的发挥。

第二,按两部门平均工资高低划分子样本。到目前为止,我们在测算部门间劳动力市场分割程度时,都对两部门平均工资的差异取了绝对值(见公式(3)),然而,理论上来说,当可贸易品部门劳动生产率上升推动该部门工资上升之后,如果劳动力在两部门之间自由流动,那么不可贸易品部门工资也将上升至与贸易品部门工资相等的水平。但是,恰恰由于两部门之间劳动力市场分割导致了劳动力在两部门之间不能自由流动,从而抑制了两部门之间的工资趋同。从这里的分析可知,在可贸易品部门劳动生产率提高后,实际上可贸易品部门工资是高于不可贸易品部门的,因此,我们利用两部门平均工资测算部门间劳动力市场分割时,不应应对两部门平均工资之差取绝对值,或者说,我们应只考虑可贸易品部门平均工资高于不可贸易品部门的情形,然后考察这种情形是否抑制了巴萨效应的发挥。而当可贸易品部门平均工资低于不可贸易品部门时,由此衡量的部门间劳动力市场分割不太可能影响巴萨效应。为验证这些理论推测,我们按照可贸易品部门平均工资是否高于不可贸易品部门分样本对模型(2)进行回归。表 3 第(1)–(4)列报告了回归结果。

表 3 按两部门平均工资高低分样本回归和重新定义不可贸易品部门

	按两部门平均工资高低分样本回归				重新定义不可贸易品部门	
	$aw_2 > aw_3$	$aw_2 < aw_3$	$aw_2 > aw_3$	$aw_2 < aw_3$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
rlp	0.176**	0.151*	0.205**	0.163**		
	(0.078)	(0.077)	(0.079)	(0.077)		
int1	-0.097***	0.017				
	(0.020)	(0.030)				
int2			-0.105***	0.036		
			(0.020)	(0.030)		
rlp ₁₃					0.098**	0.100**
					(0.047)	(0.046)
inta ₁₃					-0.059***	
					(0.016)	
intb ₁₃						-0.059***
						(0.018)
控制变量	是	是	是	是	是	是
N	286	323	279	330	609	609
组内 R ²	0.672	0.723	0.646	0.722	0.685	0.684

F 统计量	17.32***	9.72***	13.51***	11.03***	22.52***	22.34***
B-PLM 统计量	460.98***	230.31***	364.73***	255.91***	1222.85***	1222.85***
S-H 统计量	36.779***	31.199***	54.135***	26.026***	24.562**	23.571***

表 3 第 (1) 列和第 (3) 列报告了可贸易品部门平均工资高于不可贸易品部门时模型 (2) 的回归结果, 结果再次说明, 部门间劳动力市场分割显著抑制了巴萨效应的发挥。表 3 第 (2) 列和第 (4) 列的回归结果表明, 交乘项系数改变了符号, 但在统计上并不显著。这支持了我们的理论推测: 当可贸易品部门平均工资低于不可贸易品部门而导致的劳动力市场分割不影响巴萨效应的发挥。

第三, 重新定义不可贸易品部门。一些研究将中国的第一产业 (农林牧渔业) 也视为不可贸易品部门 (Dumrongrittikul 和 Anderson, 2016), 为检验结论的稳健性, 我们将第一产业和第三产业都视为不可贸易品部门, 在重新计算内部实际汇率、两部门相对劳动生产率、劳动力市场分割和交乘项等指标的基础上, 对模型 (2) 进行了计量检验, 结果报告于表 3 第 (5)–(6) 列中。由表 3 结果 (5) 和 (6) 两列可见, 相对劳动生产率的回归系数统计上显著为正, 交乘项的回归系数在统计上显著的同时, 也符合我们的理论预期。因此, 结果再次表明我们的结论成立, 部门间劳动力市场分割抑制了巴萨效应的发挥。

第四, 内生性。我们采用两个方法处理因果关系颠倒所可能导致的内生性问题: 一, 将除性别比例之外的所有解释变量和控制变量滞后一期, 对模型 (2) 进行回归。我们认为, 各省的性别比例不太可能受内部实际汇率的影响, 因此没有将该指标滞后。二, 将滞后 1 期和滞后 2 期的交乘项作为交乘项本身的工具变量进行回归 (除了性别比例变量外, 其他解释变量和控制变量仍滞后 1 期)。表 4 报告了回归结果。回归结果再次证明了本文的理论推测是成立的, 部门间劳动力市场分割越严重, 对巴萨效应的抑制作用就越大。

表 4 内生性检验

	滞后 1 期		工具变量 (IV) 回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)
rlp	0.174***	0.176***	0.170***	0.174***
	(0.060)	(0.058)	(0.062)	(0.061)
int1	-0.070***		-0.088***	
	(0.021)		(0.025)	
int2		-0.082***		-0.111***
		(0.021)		(0.027)
控制变量	是	是	是	是
N	580	580	551	551
组内 R ²	0.607	0.611	0.608	0.609
F 统计量	19.78***	20.02***		

B-PLM 统计量	1021.59***	1043.84***		
S-H 统计量	45.393***	46.166***		
HansenJ 统计量			0.113	0.538

第五,分区域检验。作为一个发展中的大国,中国各个地区在资源禀赋、经济结构、地理环境、文化习惯以及经济发展程度等方面都存在很大的差异,那么中国不同的区域中,部门间劳动力市场分割对巴萨效应的抑制作用是否也有所差异呢?为了进一步检验本文结论的稳健性,我们按照已有的研究结论,将样本中 29 个省份划分为东部、中部和西部三个地区进行回归 2(表 5)。表 5 的结果表明,各交乘项回归系数统计上显著为负,这再次验证了本文的结论。但我们也注意到,劳动力市场分割在不同区域的子样本中对巴萨效应的抑制作用是存在差异的:在中部地区,这种抑制作用最大,东部次之,西部则最弱。

表 5 分区域检验

	东部		中部		西部	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
rlp	0.129**	0.122**	0.011	0.038	0.278**	0.280**
	(0.055)	(0.053)	(0.186)	(0.194)	(0.116)	(0.110)
int1	-0.085**		-0.114**		-0.070*	
	(0.028)		(0.037)		(0.037)	
int2		-0.086**		-0.104**		-0.078**
		(0.030)		(0.037)		(0.034)
控制变量	是	是	是	是	是	是
N	231	231	168	168	210	210
组内 R ²	0.858	0.857	0.570	0.554	0.657	0.658
F 统计量	14.43***	14.67***	19.32***	18.01***	14.69***	14.64***
B-PLM 统计量	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Hausman 统计量	74.07***	79.72***	74.44***	71.69***	81.66***	81.49***

五、结论

近年来的经验研究文献发现,巴萨效应难以很好地解释发达经济体和发展中国家可贸易品部门相对生产率的变动与实际汇率变动之间的关系。为了解释巴萨效应理论和经验证据之间的巨大反差,一些研究着眼于各种需求端因素(如政府支出、移民汇款等)对实际汇率的影响,但从长期来看,需求端因素对内部实际汇率的影响仍然存在很大的争议,因此,更多的研究则仍然遵循

巴萨效应的理论框架,考察剩余劳动力、城乡劳动力市场分割和就业保护等劳动力市场摩擦因素对巴萨效应的影响。

本文遵循既有研究的传统和框架,考察了可贸易品部门和不可贸易品部门之间存在的劳动力市场分割对巴萨效应的影响。研究认为,两部门之间的劳动力市场分割程度越严重,对巴萨效应的抑制作用就越大。利用中国 29 个省(1995–2015 年)样本进行的经验检验也有力地支持了本文的理论假说。这就从部门间劳动力市场分割角度为我们解释了为什么巴萨效应的经验测算结果要弱于理论预期。因此,本文既是对巴萨效应经验研究文献的有益补充,也是对从劳动力市场摩擦因素考察巴萨效应的理论和经验研究文献的重要拓展。

根据巴萨效应的理论预测,一国经济在成长和追赶过程中,伴随着可贸易品部门生产率的相对上升,该国货币将经历实际升值的过程。如果实际汇率能显著影响宏观经济的外部均衡,那么经济追赶和成长过程中伴随的实际汇率升值无疑将对中国的外部均衡产生重要影响。然而,部门间劳动力市场的分割却可能抑制这种影响,根源在于部门间劳动力市场分割会抑制巴萨效应的发挥,抑制了人民币实际汇率随两部门相对生产率上升而出现的升值幅度。因此,劳动力市场的分割状态也可能显著影响中国宏观经济的外部均衡。从政策实践的角度来说,破除部门间劳动力市场分割,促进部门间劳动力的自由流动对中国外部经济的均衡也意义重大。

参考文献:

- [1]. Balassa, B. The Purchasing-power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, 1964, 72 (6): 584–596.
- [2]. Bordo, M. D., E. Choudhri, G. Fazio, and R. MacDonald, et al. The Real Exchange Rate in the Long Run: Balassa-Samuelson Effects Reconsidered. *Journal of International Money and Finance*, 2017, 75: 69–92.
- [3]. Cardi, O., and R. Restout. Imperfect Mobility of Labor across Sectors: A Reappraisal of the Balassa-Samuelson Effect. *Journal of International Economics*, 2015, 97: 249–265.
- [4]. De Gregorio, J., A. Giovannini, and H. C. Wolf, et al. International Evidence on Tradables and Nontradable Inflation. *European Economic Review*, 1994, 38: 1225–1244.
- [5]. Du, Q., S. Wei, and P. Xie, et al. Roads and the Real Exchange Rate. NBER, Working Paper, 2013, No. 19291.
- [6]. Dumrongrattikul, T., and H. M. Anderson. How Do Shocks to Domestic Factors Affect Real Exchange Rates of Asian Developing Countries? *Journal of Development Economics*, 2016, 119 (3): 67–85.
- [7]. Ricci, L., G. Milesi-Ferretti, and J. Lee, et al. Real Exchange Rates and Fundamentals: A Cross-country Perspective. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2013, 45 (5): 845–865.
- [8]. Samuelson, P. A. Theoretical Notes on Trade Problems. *Review of Economics and Statistics*, 1964, 46 (2): 145–154.
- [9]. 胡李鹏、樊纲、徐建国:《中国基础设施存量的再测算》,《经济研究》2016 年第 8 期。
- [10]. 盛斌、毛其淋:《贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长:1985—2008 年》,《世界经济》2011 年第 11 期。

[11]. 苏明政、张庆君:《资本吸引力、对外依存度与巴拉萨—萨缪尔森效应——基于门限面板回归模型的检验》,《国际贸易问题》2014年第8期。

[12]. 王雪珂、姚洋:《两国相对生产率与巴拉萨—萨缪尔森效应:一个经验检验》,《世界经济》2013年第6期。

[13]. 张璟、刘晓辉:《金融结构与固定汇率制度——来自新兴市场的假说和证据》,《世界经济》2015年第10期。

注释:

1 如无特别说明,本文的数据均来自 CEIC 数据库和各省历年统计年鉴。

2 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南,西部地区包括内蒙古、四川、广西、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。