

劳动力流动与地区差距

姚枝仲 周素芳*

内容提要 本文从理论上论证了劳动力流动缩小地区差距的决定性作用。单纯的商品自由流动虽然能使地区间要素收入相等,但不能改变各地要素禀赋的差异,无法最终消除地区之间人均收入的差别;资本流动若不伴随着资本所有者的流动,资本收益就会返回流出地,从而无法实现地区之间人均收入均等;劳动力流动除了能使地区间要素收入相等以外,还能改变各地区的需求结构,削平地区间要素禀赋差异,最终实现地区间人均收入均等。本文的经验分析表明,劳动力流动对缩小中国地区差距确实发挥了一定的作用,但由于中国劳动力流动受到较大限制,通过劳动力流动来缩小地区差距还有很大潜力。

关键词 地区差距 劳动力流动 资本流动 商品流动

本文主要探讨商品自由贸易和要素自由流动对地区差距的影响,最终论证劳动力自由流动对拉平地区经济差距的决定性作用。

经济增长理论认为,如果国家间收入差别是由各国在其增长路径上的初始点(即初始禀赋)不同造成的,那么随着各国向平衡增长路径收敛,这些差别将逐渐消失(Barro and Sala-i-Martin, 1992, 1995)。上述结论是在封闭经济条件下得到的,如果该理论成立,则无须通过商品贸易和要素流动来缩小地区差距。实际上,增长理论得出这一结论主要是因为假定了一个满足一些良好特性的总量生产函数。但是总量生产函数掩盖了结构上的差别,这些结构上的差别正是初始禀赋不同造成的。由于这些结构上的原因破坏了总量生产函数的特性,经济增长可能趋于不同的平衡增长路径,从而使初始禀赋不同的经济无法收敛于相同的产出水平(有关结构差别破坏总量生产函数特性的详细阐述见附录)。

本文以下部分讨论开放经济对地区差别可能造成的影响。其中第一、二部分从理论上论述商

品、资本自由流动不能最终消除地区间人均收入差距,第三部分证明劳动力自由流动能实现地区间人均收入均等,第四部分检验中国劳动力流动对地区差距的影响,第五部分为结论。

一、商品自由流动条件下的地区间人均收入差距

国际贸易理论的成果表明,参与国际贸易的国家并不一定能从国际贸易中获得收益,当不发达国家的出口型增长导致贸易条件的恶化抵消了生产能力的提高所带来的正面效应时,就出现了Bhagwati(1958)所说的贫困化增长(Im miserizing Growth)。这时,国际贸易不仅不能缩小国家间的

* 姚枝仲:中国社会科学院世界经济与政治研究所 100732;周素芳:中国社会科学院研究生院 100102。

本文为中国改革基金会国民经济研究所课题《中国地区差距原因与对策的研究》的一项专题报告的缩写稿,课题得到德国阿登纳基金的资助。在课题研究过程中,得到了樊纲和王小鲁教授的指点和帮助,在此谨表感谢。

收入差距,反而会扩大收入差距。

当然,贫困化增长是比较罕见的。一般来说,对外贸易虽然可能使经济体中的一部分利益集团获益,另一部分利益集团受损,但经济体在总体上是获益的。不过,由于贸易双方都会获益,对外贸易是否能缩小贸易双方的收入差距还不能确定。萨缪尔森曾经证明,商品自由贸易能实现要素价格均等 (Samuelson, 1948、1949), 但 Slaughter (1997) 已经指出,要素价格均等并不意味着人均收入均等。Ben-David 和 Loewy (1997、2000) 的多国增长模型尽管证明自由贸易确实能实现人均收入收敛,但仍然没有解决本文附录中所说的生产函数的局限性问题。

实际上,商品自由贸易导致的要素价格均等使我们能更加清楚地看出要素禀赋对地区间人均收入差距的决定性作用。

假设有 A、B 两个地区, A 的总收入为 $Y^A = wL^A + rK^A$, 其中 w 为单位劳动的报酬, r 为单位资本的报酬, L^A 为 A 地区的劳动力数量, K^A 为 A 地区的资本数量。若商品自由流动使 A、B 两地区的要素报酬相等, 则 B 的总收入为 $Y^B = wL^B + rK^B$ 。其中 L^B 为 B 地区的劳动力数量, K^B 为 B 地区的资本数量。假设 A、B 两地区的总人口分别等于其劳动力人口, 则 A、B 的人均收入分别为:

$$\frac{Y^A}{L^A} = r \frac{K^A}{L^A} + w \quad (1)$$

$$\frac{Y^B}{L^B} = r \frac{K^B}{L^B} + w \quad (2)$$

A、B 间的人均收入差距可表示为:

$$D = \frac{Y^B}{L^B} - \frac{Y^A}{L^A} = r \left(\frac{K^B}{L^B} - \frac{K^A}{L^A} \right) \quad (3)$$

可见, A、B 两地区人均收入相等的条件是:

$$\frac{K^A}{L^A} = \frac{K^B}{L^B} \quad (4)$$

一个地区每单位劳动所占有的资本量 K/L 也表示该地区的要素禀赋特点。在要素不能自由流动的情况下, 不能指望每个地区的要素禀赋相同, 实际上, 要素禀赋差异往往是地区间贸易产生的条件 (Ohlin, 1968)。由于商品自由贸易实现了要素价格均等, 我们可以从 (3) 式更清楚地看出, 地区间人均收入差别取决于要素禀赋差异, 资本

相对丰富的地区比劳动力相对丰富的地区人均收入要高。这一点与现实情况是相符的: 相对落后地区的比较优势在于生产劳动密集型产品。

可见, 落后地区如果不加速资本积累, 不改变劳动力相对丰富的要素禀赋特点, 其人均收入是难以赶上发达地区的。

因此, 落后地区既要发挥劳动密集产品的比较优势, 提高产品竞争力, 参与更广阔的市场竞争, 从市场中获取更大的利益; 又要加速资本积累, 加快产业结构升级, 逐步改善要素禀赋特点。只有这样, 才能提高人均收入水平, 缩小与发达地区的差距。

下面再从长期动态的角度来讨论地区间商品无障碍自由流动能否自动缩小要素禀赋差异和人均收入差距。

假设 A 为劳动力相对丰富地区, B 为资本相对丰富地区, 即 $\frac{K^B}{L^B} > \frac{K^A}{L^A}$ 。此时, 即使 A 与 B 保持相同的资本积累率和人口增长率, A、B 的 K/L 按相同的比例增长, 由于 B 的 K/L 基数较大, A 与 B 的 K/L 之差也会随时间变化而越来越大, A、B 的人均收入差也会越来越大。只有当 A 的 K/L 增长率在一个相当长的时期内超过 B 的 K/L 增长率, 才能实现 A、B 要素禀赋的趋同和人均收入均等。但在只有商品自由流动、要素不能流动的情况下, 经济并不自动具有这种机制。

假设 A、B 具有相同的储蓄率 s 、折旧率 δ 和人口增长率 n , 并在长期内保持不变。资本报酬率 r 也在长期内保持不变。

此时, 资本积累为:

$$dK = sY - \delta K = s(rK + wL) - \delta K$$

资本积累率为:

$$\frac{dK}{K} = \frac{s(rK + wL) - \delta K}{K} = sr - \delta + sw \frac{L}{K}$$

劳动力相对丰富地区的 L/K 相对较大, 其资本积累率也就越高。因此, 即使 A、B 具有相同的储蓄率和折旧率, A 比 B 仍然具有更高的资本积累率。

此时, A、B 的人均收入差距在长期内可以表示为:

$$D(t) = r \left[\frac{K^B(0)}{L^B(0)} - \frac{K^A(0)}{L^A(0)} \right] e^{(sr - \delta - n)t} \quad (5)$$

而要素禀赋随时间的变化可表示为:

$$\frac{K(t)}{L(t)} = - \frac{w}{sr - \delta - n} + \left[\frac{w}{sr - \delta - n} + \frac{K(0)}{L(0)} \right] e^{(sr - \delta - n)t} \quad (6)$$

在这种情况下,人均收入的增长与地区差距的变化取决于资本报酬率、储蓄率、折旧率和人口增长率的比较。

当资本报酬率或储蓄率足够高,或折旧率和人口增长率足够低,以至于 $(sr - \delta - n) > 0$ 时,尽管每个地区的人均收入都会逐步提高,但人均收入的差距会逐步扩大。当资本报酬率、储蓄率以及折旧率和人口增长率使 $(sr - \delta - n) = 0$ 时,人均收入差距会保持不变。当资本报酬率或储蓄率足够低,或人口增长率足够高,以至于 $(sr - \delta - n) < 0$ 时,人均收入的地区差别会逐年缩小,并最终趋于相等。但这时两地区的人均收入都会最终趋于下降,这种“贫穷的平均主义”是我们更不愿意看到的。

结论说明,在要素不能流动,单纯依靠商品自由贸易的条件下,很难实现既提高人均收入水平,又缩小地区间的人均收入差距。要缩小地区差距,还必须依赖商品流动以外的因素,如相对较高的储蓄率和资本积累率,以及樊纲(1995,2000)提出的依靠要素流动来缩小地区差距。以下我们就讨论允许要素在地区之间自由流动对地区间人均收入差距的影响。

二、资本流动与地区间人均收入差距

巴罗等人曾经建立了一个允许资本流动的开放经济增长模型,并证明其具有良好的收敛性(Barro, Mankiw and Sala-i-Martin, 1992)。但是,他们没有考虑到在资本所有者不随资本流动的情况下,资本报酬回流对地区间人均收入差距的影响。实际上, Mundell(1957)已经证明,由于流出的资本会返回所得到的资本报酬,资本自由流动导致的地区间人均收入差距与商品自由流动时完全一样。

假设有A、B两个地区,资本能在两地区自由流动,而商品和劳动力不能流动。B为资本相对丰富地区,假设从B流入A的资本为 K^{BA} ,资本的区际流动使资本和劳动的边际生产率在A、B之间等同。令资本的边际产出为 r ,劳动的边际产出为 w ,则A、B的总产出分别为:

$$Y^A = r(K^A + K^{BA}) + wL^A = rK^A + wL^A + rK^{BA}$$

$$Y^B = r(K^B - K^{BA}) + wL^B = rK^B + wL^B - rK^{BA}$$

假定要素报酬等于要素的边际产出, w 、 r 既是劳动和资本的边际产出,又是劳动和资本的报酬。在封闭经济中,总产出等于总收入。但在有要素流入与流出的经济中,由于存在要素收入的区际转移,总收入与总产值不一定相等,总收入应等于总产值加上得自地区之外的要素净收入¹。这时, Y^A 、 Y^B 只能反映在A、B参与生产活动的生产要素所创造的总收入,而不能反映属于A、B的生产要素所最终获得的总收入。因为在A参与生产活动的一部分资本 K^{BA} 不属于A,是从B流入A的,这部分资本所获得的报酬 rK^{BA} 应属于B。

此时,A、B的总收入分别为:

$$\bar{Y}^A = rK^A + wL^A$$

$$\bar{Y}^B = rK^B + wL^B$$

A、B的人均收入为:

$$\frac{\bar{Y}^A}{L^A} = r \frac{K^A}{L^A} + w$$

$$\frac{\bar{Y}^B}{L^B} = r \frac{K^B}{L^B} + w$$

其人均收入的差距为:

$$D = r \left[\frac{K^B}{L^B} - \frac{K^A}{L^A} \right], \text{与(3)式完全一样。}$$

可见,资本的自由流动同商品自由流动一样,也不能消除地区间的人均收入差距。原因在于流入的资本所创造的资本收入不属于资本流入地区,而属于资本流出地区,流入的资本带来的劳动收入,又可以在商品自由流动的环境下获得。

以上结论来自于一系列严格的假定,现实情况并不完全是这样。理论假设的目的是为了揭示单纯强调资本地区间转移对缩小地区差距的局限

¹ 这里的总收入是使用国民生产总值概念,而不是国民可支配收入的概念。

性,要依靠资本从发达地区流入落后地区来缩小地区差距必须具备其他的配套条件。

实际上,由于现实中有一些特殊情况使资本在地区间自由流动比商品自由流动更有助于缩小地区差距。例如,1.劳动和资本所创造的收入并不完全由劳动和资本所得,还有一部分以税收等形式被政府所得,从而使流入资本的投资收益并没有全部流出;2.资本流入伴随着资本持有者的流入,从而使流入的资本成为本地资本;3.当落后地区存在大量剩余劳动力时,单纯依靠商品流通是难以充分利用这些剩余劳动力的,而资本流入能迅速使这些剩余劳动力进入生产领域,获得劳动报酬,从而大大提高落后地区的收入水平;4.资本流入的同时带来了更先进的技术,从而提高了落后地区的长期增长能力。本文的模型中忽略了技术进步的影响,但并不表示作者认为技术进步不重要。由于本文的模型揭示了纯粹资本流动对提高落后地区人均收入的局限性,反而更加凸显资本流动所附带的技术进步等因素的作用。

不过现实中也有资本自由流动导致更大的地区差别的情况。由于发达地区具有更多的市场,更发达的分工体系和更高的生产效率,以及落后地区所没有的积聚效应,发达地区的资本反而具有更高的边际生产率。允许资本自由流动以后,落后地区的资本反而流向发达地区。

三、劳动力流动与人均收入均等

本节证明在一定的假设条件下,地区间劳动力自由流动能拉平地区差距,实现地区间人均收入均等。

假设有A、B两个地区,劳动力能在两地区自由流动,而商品和资本不能流动。A为劳动力相对丰富地区,假设从A流入B的劳动力为 L^{AB} ,劳动的区际流动不仅使劳动的边际生产率在A、B之间相等,还使资本的边际生产率在A、B之间也相等。令资本的边际产出为 r ,劳动的边际产出为 w ,则A、B的总产出分别为:

$$Y^A = rK^A + w(L^A - L^{AB}) \quad (7)$$

$$Y^B = rK^B + w(L^B + L^{AB}) \quad (8)$$

相对商品自由流动而言,劳动力流动降低了落后地区的总产出,提高了发达地区的总产出,因此,从总产出角度来衡量,地区差距被扩大了。

假设从A流入B的劳动力成为B地的常住人口,则上两式也表示A、B两地的总收入,故人均收入为:

$$\frac{Y^A}{L^A - L^{AB}} = r \frac{K^A}{L^A - L^{AB}} + w \quad (9)$$

$$\frac{Y^B}{L^B + L^{AB}} = r \frac{K^B}{L^B + L^{AB}} + w \quad (10)$$

此时,A、B的人均收入差距为:

$$D = \frac{Y^B}{L^B + L^{AB}} - \frac{Y^A}{L^A - L^{AB}} \\ = r \left[\frac{K^B}{L^B + L^{AB}} - \frac{K^A}{L^A - L^{AB}} \right] \quad (11)$$

相对于(3)式,上式表示的人均收入差距要明显缩小。其缩小的幅度取决于劳动力流动数量 L^{AB} 所导致的两地区要素禀赋的变化。

假设A、B两地居民的偏好相同,且都为相似偏好,可以证明 L^{AB} 的流动正好可以使两地区的要素结构相同,拉平两地的人均收入,实现地区间人均收入均等。

因为在相似偏好的情况下,当价格不变时,需求与收入成正比,收入的变化不会影响人们对产品的需求结构。此时,需求结构只取决于产品的价格。

假设每种产品的生产函数在A、B两地相同,由于劳动力流动使要素价格在A、B两地相同,故其产品的边际成本相同,在完全竞争市场的假设下,产品价格等于生产产品的边际成本,所以产品在A、B两地的价格也相同,结果A、B两地的需求结构也相同。

由于价格是市场出清的均衡价格,因此,需求结构相同意味着A、B两地产品的供给结构相同,在商品不能自由流通的情况下,A、B两地的生产结构也会相同,生产结构相同意味着要素的分配比例 $\left[\frac{K^B}{L^B + L^{AB}} = \frac{K^A}{L^A - L^{AB}} \right]$ 相同。也就是说,劳动力流动消除了地区之间要素禀赋的差异,从而也消除了人均收入的差异,导致地区之间人均收入均等(数学证明略)。

以上的分析使用了非常严格的假定,现实情况当然要复杂得多,但是,劳动力流动对于消除地区之间要素禀赋差异的作用却是显而易见的,而要素禀赋差异正是地区差距的重要根源。因此,劳动力自由流动对于实现地区间人均收入均等具有非常重要的意义。下一节利用中国的数据对劳动力流动缩小地区差距的作用进行经验分析。

四、劳动力流动影响地区差距的经验研究

(一) 中国劳动力跨省流动状况

中国改革开放以来劳动力流动最显著的特征是农村劳动力的大量转移。根据劳动与社会保障部培训就业司和国家统计局农村社会经济调查总队联合提供的《中国农村劳动力就业及流动状况1997/1998》报告,1998年全国农村劳动力转移总数约为9546.5万人,约占农村劳动力总数的20.56%。1998年全国农村跨省流动就业劳动力(不包括往国外的农村转移劳动力)约为1804万人,约占农村劳动力总数的3.885%。农村跨省流动就业劳动力约占农村劳动力转移总数的19%。

从农村劳动力跨省流动的流向来看,中西部地区的农村劳动力到东部地区就业的特征非常明显。跨省流动就业的农村劳动力中,进入东部地区的占83.1%,其中广东省就吸纳49.4%,其余依次为浙江6.91%、北京6.46%、上海6.04%、福建5.19%、江苏4.62%、天津2.11%、山东1.69%、海南0.67%。进入中部地区和西部地区的跨省农村流动就业劳动力分别只占9.3%和7.6%。而来自中部地区和西部地区的跨省农村流动就业劳动力分别占54.6%和33.5%,其中江西、湖南、安徽、四川分别占12.72%、11.58%、11.44%和10.99%。

尽管影响农村劳动力流动的因素很多,但从农村劳动力的跨省流向可以得到一个基本假说,即人均收入较低的地方农村劳动力流出较多,人均收入较高的地方农村劳动力流入较多。表1验证了这一假说。方程(1)和方程(3)的系数 β 显著大于零,说明人均收入越高的省份流入的农村劳动力越多,人均收入越低的省份流入的农村劳动

力越少。方程(2)的系数 β 显著小于零,说明人均收入越低的省份流出的农村劳动力越多,人均收入越高的省份流出的农村劳动力越少。

中国改革开放以来,除了农村劳动力的跨省流动之外,城镇劳动力的跨省流动规模也相当大,但要准确衡量中国改革开放以来劳动力的整体流动状况并非易事。当然,我们可以从人口迁移数据中对劳动力的整体流动情况作一基本判断。

表1 农村劳动力跨省流动与人均收入水平的关系

	β	t	prob
(1) $FI_i = \alpha + \beta y_i + \epsilon$	4.15	1.87	0.07
(2) $FO_i = \alpha + \beta y_i + \epsilon$	-1.79	-1.75	0.09
(3) $NI_i = \alpha + \beta y_i + \epsilon$	5.94	2.35	0.03

说明: FI 、 FO 和 NI 分别表示各省农村劳动力流入、流出和净流入占农村跨省流动就业劳动力总数的比例。 y 为各省的人均GDP与全国人均GDP的比。

资料来源: FI 、 FO 和 NI 来源于《中国农村劳动力就业及流动状况1997/1998》, y 根据《中国统计年鉴1999》有关数据计算。

从现有的统计资料来看,《中华人民共和国人口统计资料汇编(1949-1985)》包括1952到1985年期间的年度人口迁移情况,但是其公布的各省净迁移人口之和不为零,因此数据没有正确反映这段时期人口在各省之间的迁移情况。《中国1987年1%人口抽样调查资料》包含从1982年7月1日到1987年6月30日期间的人口迁移情况。《1990年中国人口普查资料》包含从1985年7月1日到1990年6月30日期间的人口迁移情况。1995年1%人口抽样调查表中包含了1990年10月1日到1995年9月30日的人口迁移情况和1995年9月30日所有常住地与户口所在地分离的人口情况。遗憾的是,公布的《中国1995年1%人口抽样调查资料》中仅包含了1995年9月30日所有常住地与户口所在地分离的人口数据,而且还不能从这一公布的数据中分离出人口跨省居住的情况。

考虑到统计数据的以上特征,本文只使用《1990年中国人口普查资料》来观察中国的人口

迁移和劳动力整体流动状况。

根据 1990 年的人口普查资料,从 1985 年 7 月 1 日到 1990 年 6 月 30 日这 5 年期间,全国跨省流动人口至少有 1106.5 万人,其中在业人口约有 866 万人,占流动人口的 78%。而 1990 年全国总人口中从业人员的比例只占 50% 左右,可见人口流动主要以劳动力转移为特征。从人口流向看,广东、江苏、北京和上海等东部省份依然是主要人口流入地区,四川和湖南等中西部省份依然是主要人口流出地区。

表 2 的回归结果验证了人口迁移的流向与人均收入水平的关系,即人均收入水平相对高的省份流入的人口较多,人均收入水平相对较低的省份流出的人口较多。

表 2 人口跨省迁移与人均收入水平的关系

	β	t	prob
(1) $FI_i = \alpha + \beta y_i + \epsilon$	1.48	2.67	0.01
(2) $FO_i = \alpha + \beta y_i + \epsilon$	-1.09	-1.79	0.08
(3) $NI_i = \alpha + \beta y_i + \epsilon$	2.57	4.12	0.00

说明: FI 、 FO 和 NI 分别表示各省人口迁入、迁出和净迁入占人口跨省迁移总数的比例。 y 为各省人均 GDP 与全国人均 GDP 的比。

资料来源: FI 、 FO 和 NI 来源于《1990 年人口普查资料》, y 根据《中国国内生产总值核算历史资料 1952-1995》有关数据计算。

(二) 劳动力跨省流动对地区差距的影响

1. 方法

前面的理论指出,劳动力流动有助于缩小地区差距,甚至拉平地区差距,因此,劳动力流动的相对规模应该与地区差距呈反向关系。

巴罗曾经指出,跨国的经济增长数据并不具有收敛性,但美国的州际数据却表现了良好的收敛性,其原因可能在于人口流动程度不同,因为人口可以在美国州际之间自由流动,而人口跨国流动存在较大的障碍(Barro and Sala-i-Martin, 1992)。

但他们利用美国 1900-1990 年的数据,日本 1955-1990 年的数据,德国、意大利、法国和西班牙

1950-1990 年的数据以及英国 1960-1980 年的数据做进一步研究时却发现,人口流动不能作为这些国家地区经济收敛的解释变量。巴罗注意到在他的计量模型中,人口流动本身并不是独立的,当他通过计量手段排除了人口流动的内生性以后,发现人口流动还是没有在地区经济收敛中发挥作用(Barro and Sala-i-Martin, 1995)。

中国 1954 年以来的人口迁移率与表示地区差距的基尼系数之间也没有理论所表明的反向关系,有时甚至是人口迁移率越高,基尼系数反而越大。当用基尼系数的一阶差分和人口迁移率的一阶差分进行线性回归时,发现它们之间存在显著的正相关关系,而不是我们所期望的负相关关系。

事实上,验证劳动力流动缩小地区差距的作用并不是一件容易的事情,因为地区差距本身是劳动力流动的原因,地区差距越大,劳动力流动的相对规模可能会越大,地区差距也可能与劳动力流动的相对规模呈正向关系。因此,一般的计量手段很难从经验上确认劳动力流动对地区差距的影响。

Taylor 和 Williamson(1994)使用了一种不太一般的方法克服了这一问题,他们将这个问题反过来问,“如果没有劳动力流动,收敛情况会怎样”。利用这一方法,他们对 1870-1910 年间有大量移民流入或流出的 17 个国家进行了研究,结果发现,大规模移民对这 17 个国家实际工资、人均 GDP 和每个人 GDP 收敛的贡献分别达到 168%、50% 和 73%,从而验证了人口流动对经济收敛的决定性作用。

本文利用 Taylor 和 Williamson 的方法来估计中国的劳动力流动对地区差距的影响。当我们用人均 GDP 来衡量地区差距时,劳动力流动一方面增加流入地人口和减少流出地人口,也就是通过“分母”影响地区经济(樊纲, 1995、2000),但劳动力流动的数量并不恰好等于人口流动的数量,因为劳动力流动往往伴随着非劳动力人口的流动;另一方面,劳动力是生产的一种投入要素,又会通过产出来影响地区经济。可见,劳动力流动会同时增加流入地的产出和人口,或同时减少流出地的产出和人口,因此对各地人均 GDP 的影响要

依赖于产出和人口对劳动力变动的弹性。人口对劳动力的弹性主要取决于人口流动的结构,这可以根据有关人口迁移资料估计。而产出对劳动力流动的弹性相对复杂,取决于生产的技术结构,需要对生产函数做适当的假定才能进行估计。

劳动力流动对劳动报酬的影响取决于劳动报酬对劳动供给和需求的弹性。在劳动力无供给弹性的假设下,劳动力的需求弹性对劳动报酬起决定作用。要估计劳动力的需求弹性也需要对生产函数做适当假定。

假设生产函数为 $Y = F(L, \dots)$ 。也就是假定技术、资本、价格以及其他条件都不变,产出变化只取决于劳动力的变化,即:

$$dY = F_L(L, \dots) dL \quad (12)$$

假设存在完全竞争的劳动力市场,则劳动报酬等于劳动的边际产出,即:

$$w = F_L(L, \dots) \quad (13)$$

将(13)代入(12),再在方程两边同时除以 Y ,经变换可得:

$$\frac{dY}{Y} = \frac{w}{Y} dL = \frac{wL}{Y} \frac{dL}{L}$$

对(13)求微分,再在方程两边同时除以 w ,经变换可得:

$$\frac{dw}{w} = \frac{F_{LL}(L, K)}{w} dL = \frac{F_{LL}(L, K)L}{wL} \frac{dL}{L}$$

重写上面两个方程:

$$Y^* = (wL/Y)L^* = \theta L^* \quad (14)$$

$$w^* = \eta^{-1} L^* \quad (15)$$

其中 $X^* = dX/X$, 表示变量 X 的变化率, θ 为产出中的劳动报酬所获得的份额,在这里可以表示产出对劳动力的弹性, $\eta = (w/L) F_{LL}$ 为劳动需求相对于劳动报酬的弹性。

若累积人口净迁移比率为 M , 则人口流动导致的人口变化率为 $POP^* = M$ 。假设流动人口中的劳动力人口份额为 α_M , 总人口中的劳动力人口份额为 α_P 。则总人口中的劳动力数量为 $L = \alpha_P POP$, 人口流动导致的劳动力数量变化为:

$dL = \alpha_M M POP$, 因此, 人口流动导致的劳动力变化率为:

$$L^* = \frac{\alpha_M}{\alpha_P} M = \gamma M \quad (16)$$

其中 $\gamma = \alpha_M / \alpha_P$, 在这里表示劳动力流动对人口流动的弹性。

根据(16), 还可以从劳动力流动得到人口流动的情况:

$$M = \frac{1}{\gamma} L^* \quad (17)$$

根据方程(14)、(15)、(16)和(17), 可以得到劳动力流动影响人均产出和劳动报酬的估计方程:

$$\begin{aligned} (Y/POP)^* &= Y^* - POP^* \\ &= \theta L^* - M = (\theta\gamma - 1) M \end{aligned} \quad (18)$$

或:

$$(Y/POP)^* = (\theta\gamma - 1/\gamma) L^* \quad (19)$$

以及

$$w^* = \eta^{-1} L^* = \eta^{-1} \gamma M \quad (20)$$

根据方程(18)、(19)和(20), 只要估计出参数 θ 、 γ 和 η , 就可以很方便的利用劳动力流动数据或人口迁移数据来计算劳动力流动对人均产出和劳动报酬的影响。这样, 我们就可以回答本文提出的问题: 既然劳动力流动和人口迁移使人均产出和劳动报酬分别变化了 $(Y/POP)^*$ 和 w^* , 那么, 只要在现有的人均产出和劳动报酬基础上减去这部分变化, 便可以得到没有这部分劳动力流动和人口迁移时的人均产出及劳动报酬, 从而也就可以计算劳动力流动和人口迁移以前人均 GDP 及劳动报酬的地区间差距。用劳动力流动和人口迁移以前的地区差距与劳动力流动和人口迁移以后的地区差距进行比较, 就可以得到劳动力流动对地区差距的影响。

2. 数据选择和参数估计

(1) 地区差距指数

由于缺乏完整的省际 GNP 数据, 本文采用人均 GDP 的省际数据计算变异系数和基尼系数来衡量地区差距。图 1 是中国 1952-1999 年期间以省为单位计算的人均 GDP 的变异系数和基尼系数集。

从图 1 可以看出, 建国以来地区差距的时间序列中包含了几个带有明显趋势的阶段, 分别是改革以前 1955-1960 和 1967-1978 年的地区差距扩大时期, 以及改革以后 1979-1990 年的地区

差距缩小时期和 1990 年以后地区差距缓慢上升时期。

另外, 由于劳动力流动还通过拉平地区间劳动报酬来缩小地区差距, 因此本文将劳动报酬的地区间差距作为辅助指标来考察劳动力流动的作用。

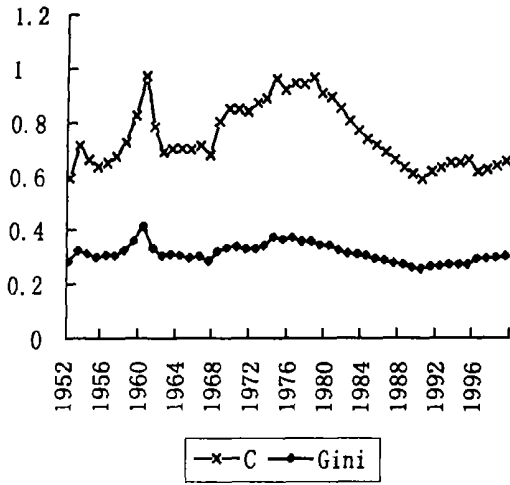


图 1 1952-1999 年期间的地区差距

说明: 变异系数(C)与基尼系数(Gini)均根据各省、自治区、直辖市的人均 GDP 计算, 其中 1952-1995 年的数据来源于《中国国内生产总值核算历史资料 1952-1995》, 1996-1999 年的数据来源于相关年度《中国统计年鉴》。

(2) 劳动力流动率 L^* 与人口迁移率 M

由于改革期间中国人均 GDP 的地区差距经历了一个明显的缩小阶段, 如果有改革期间完整的劳动力或人口跨省流动数据, 对于检验劳动力流动对地区差距的影响将非常有利。遗憾的是, 正如前面的讨论所指出的, 我们暂时只能使用 1998 年的农村劳动力流动数据和 1985-1990 年的人口迁移数据。

(3) 劳动报酬在产出中的份额 θ

劳动报酬在产出中的份额以按收入法核算的 GDP 中劳动者报酬所占的比例表示。

(4) 劳动力变化率对人口迁移率的弹性 γ

根据总人口中从业人员比例计算 α_p , 根据迁移人口中在业人口的比例计算 α_m , 然后计算 $\gamma = \alpha_m / \alpha_p$ 。

(5) 劳动力需求对劳动报酬的弹性 η

对总量劳动力需求函数使用标准的估计技术可得到 η 。

对于两要素的一次齐次生产函数 $Y = F(K, L)$, 有 $\eta = -\sigma / (1 - \theta)$ 。其中 θ 为劳动报酬在产出中的份额, σ 为生产要素的替代弹性。在 CES 生产函数 $Y = (aL^\rho + bK^\rho)^{1/\rho}$ 的假设下, $\sigma = 1 / (1 - \rho)$, 从而可以使用以下方程来估计 σ :

$$\ln(Y/L)_i = \alpha + \sigma \ln(w_i) + \epsilon$$

使用 1990 和 1998 年的数据, 得到如下估计值:

表 3 生产要素替代弹性的估计结果

	1990	1998
σ	1.24	1.14
标准差	0.1	0.05
t	11.8	22.2
R^2	0.83	0.94
F	139	493

3. 结果分析

表 4 展示了计算结果。首先看看 1985-1990 年期间的劳动力流动对地区差距的影响。1990 年的人均 GDP 实际地区差距为: 变异系数 $C = 0.594$, 基尼系数 $Gini = 0.266$ 。假如没有劳动力流动, 则 $C = 0.608$, $Gini = 0.270$ 。劳动力流动使 C 降低了 1.5 个百分点, $Gini$ 降低了 0.4 个百分点。1985-1990 年的地区差距处于下降阶段, 变异系数 C 和基尼系数 $Gini$ 分别下降了 12.5 个百分点和 3.7 个百分点。劳动力流动对这段时间地区差距缩小的贡献大约为 12%。

从劳动报酬的地区差距来看, 劳动报酬的变异系数和基尼系数分别从 0.308 和 0.173 降到了 0.301 和 0.170。

可见, 劳动力流动并不是这段时间地区差距缩小的最主要因素。但是, 并不能据此认为劳动力流动对地区差距的影响可以忽略。我们将地区差距对劳动力流动规模作一敏感性分析可以更加清晰地看到劳动力对地区差距的影响。

表 4

计算结果

	劳动力流动后				劳动力流动前			
	1990		1998		1990		1998	
	Y/POP	W	Y/POP	W	Y/POP ²	W ²	Y/POP ²	W ²
C	0.594	0.301	0.644	0.493	0.608	0.308	0.670	0.529
Gini	0.266	0.170	0.303	0.258	0.270	0.173	0.313	0.272

由于 Taylor 和 Williamson(1994) 是以大规模移民时代(1870-1910年)为背景,在高达 10% 以上的人口累积迁移率的情况下,才发现人口迁移对当时的经济收敛起了决定性作用。而 1985-1990 年期间全国人口省际迁移率约为 1%, 根据表 4 的敏感性分析,如果我们将中国 1988-1990 期间的人口迁移率提高 1 个百分点,并假设人口流向不发生改变,则 1990 年的人均 GDP 的变异系数将变为 0.582,相对于 1% 的人口迁移率,变异系数降低了 1.2 个百分点。若人口迁移率增加 5 倍,达到 6%,变异系数将变为 0.529,相对于没有人口迁移时,变异系数降低了 7.9 个百分点,此时,劳动力流动将在 1985 到 1990 年的地区差距缩小过程中达到 42% 的贡献。可见,流动规模太小是 1985-1990 年期间劳动力流动对地区差距缩小的作用不显著的重要原因。

下面,再来看看农村劳动力转移的情况。由于农村存在剩余劳动力,故假设农村劳动力的净流出不会减少产出。因此在估计农村劳动力对地区差距的影响时,必须用公式(21)代替(19):

$$(Y/POP)^* = (\theta - 1/Y)L^*, \quad L^* > 0$$

$$(Y/POP)^* = (-1/Y)L^*, \quad L^* < 0 \quad (21)$$

1998 年的人均 GDP 实际地区差距为: 变异系数 C= 0.644, 基尼系数 Gini= 0.303。假如没有农村劳动力转移,则 C= 0.670, Gini= 0.313。农村劳动转移使 C 降低了 2.6 个百分点, Gini 降低了 1 个百分点。

从劳动报酬的地区差距来看,1998 年劳动报酬的变异系数 C= 0.493, 基尼系数 Gini= 0.258。若没有农村劳动力流动,则 C= 0.529, Gini= 0.272。农村劳动力流动使 C 降低了 3.6 个百分点, Gini 降低了 1.4 个百分点,降低幅度显然大于人均 GDP 的地区差距。可见,劳动力流动通过缩

小地区间劳动报酬的差距来缩小地区间人均收入差距的作用比较明显。

从敏感性分析来看,1998 年农村劳动力的跨省转移如果增加 2 倍,则人均 GDP 的地区差距将达到改革以来的最低水平以下,变异系数将为 0.592, 低于最低点 1990 年的 0.595。

五、结论

地区差距的主要根源在于地区间要素禀赋的差异,资本相对丰富的地区比劳动力相对丰富的地区人均收入要高。落后地区如果不加速资本积累,不加快产业结构升级,不改变劳动力相对丰富的要素禀赋特点,其人均收入是难以赶上发达地区的。

实行地区封锁的经济体系由于几乎不能改变要素禀赋的不同,因此很难缩小地区差距,我们应该寻求在开放经济体系下缩小地区差距的途径。

在商品自由贸易条件下,地区间要素价格可以实现均等,但地区间的要素禀赋差异却不能消除,因此人均收入的地区间差距也不能消除。在长期动态过程中,尽管能实现地区经济增长,但地区间的人均收入差距很难随着人均收入水平的提高而缩小。

落后地区寻求资本流入虽然可以迅速提高资本积累,改善要素结构,但如果资本流动不伴随着资本所有者的流动,资本收益就会返回流出地,这时资本流动的情况就同商品自由流动时一样,也不能消除地区间的人均收入差距。

劳动力流动除了能使地区间要素收入相等以外,还能改变各地区的需求结构,削平地区间要素禀赋差异,最终实现地区间人均收入均等。

本文的经验分析表明,由于中国的劳动力流

动受到较大的限制,劳动力流动还没有对地区差距缩小发挥重要作用。因此,在中国地区差距又呈逐渐扩大趋势的今天,在实施西部大开发的战略中,应该高度重视劳动力流动或者说人口流动的作用,尽量减少对劳动力流动的限制,降低劳动力流动成本,让劳动力在流动过程中实现地区间人均收入均等。

附录: 增长理论中总量生产函数的局限性

在增长理论中,均假定一个总量生产函数, $Y = F(K, AL)$, 这里简化为 $Y = F(K, L)$ 。该总量生产函数还有几个被假定的性质:

- (1) 一次齐次性
- (2) 密集形式 $y = f(k)$ 满足: $f'(k) > 0, f''(k) < 0$
- (3) 资本报酬 $r = f'(k)$

以上三个性质是增长理论中保证经济收敛的关键假设。因为这三个假设使资本收入(r)与要素禀赋结构($k = K/L$)一一对应,一旦经济进入稳定增长路径, r 与 k 都会惟一地确定下来,从而人均收入也会惟一地确定下来。

事实上,当总量生产函数表示为具有以上三个性质的几种产品之和时,性质(2)就会失效。

假设总量生产函数为 C, S 两产品之和:

$$Y = F(K, L) = F_C(K_C, L_C) + F_S(K_S, L_S)$$

其中 $K = K_C + K_S, L = L_C + L_S$, C, S 的生产函数满足以上三个性质。

根据上式, C, S 的一次齐次性显然可得到 Y 的一次齐次性。

对 C, S 的生产函数应用欧拉定理,可得:

$$Y = \frac{\partial F_C}{\partial K_C} K_C + \frac{\partial F_C}{\partial L_C} L_C + \frac{\partial F_S}{\partial K_S} K_S + \frac{\partial F_S}{\partial L_S} L_S$$

若要素可以在产品间自由流动,且是充分竞争市场,则要素在每种产品中的边际产出相等,因此,上式可表示为:

$$Y = F(K, L) = \frac{\partial F}{\partial K} (K_C + K_S) + \frac{\partial F}{\partial L} (L_C + L_S) = \frac{\partial F}{\partial K} K + \frac{\partial F}{\partial L} L$$

根据性质(2),每一个 $\partial F / \partial K$ 对应惟一的 K_C / L_C 和惟一的 K_S / L_S , 但是否对应惟一的 $\frac{K}{L} = \frac{K_C + K_S}{L_C + L_S}$ 呢?

由 C, S 生产函数的一次齐次性可知,当 C, S 的要素投入等比例分别增加 t_1 和 t_2 倍时, C, S 的产量也分别增加 t_1 和 t_2 倍,但是要素的边际产出不变,即 $\partial F / \partial K$ 不变。此时,

$$\frac{K'}{L'} = \frac{t_1 K_C + t_2 K_S}{t_1 L_C + t_2 L_S}, \text{ 显然, 在 } \frac{K_C}{L_C} \neq \frac{K_S}{L_S} \text{ 的情况下, 若 } t_1 \neq t_2, \text{ 则}$$

$$\frac{K}{L} \neq \frac{K'}{L'}$$

也就是说,同样的资本边际产出,可能对应不同的要素禀赋结构,总量生产函数的性质(2)不成立。这样,增长理论中得出的平衡增长路径不具有惟一性,因此,在具有不同要素禀赋的经济中,人均收入水平也可能不同。

参考文献:

樊纲(1995): 既要扩大“分子”也要缩小“分母”——关于在要素流动中缩小“人均收入”差距的思考,《中国投资与建设》第6期。

樊纲(2000): 要素流动与地区差距的缩小,《中国经济发展战略问题十论》,第33-38页,中国经济改革研究基金会国民经济研究所工作论文, No. 2000-007。

Barro, Robert J., N. Gregory Mankiw, and Xavier Sala-i-Martin (1992): “Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth”, NBER Working Paper No. 4206, November.

Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin (1992): “Convergence”, *Journal of Political Economy*, 100(2), pp. 223-251.

Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin (1995): *Economic Growth*. McGraw-Hill.

Ben-David, Dan, and Michael B. Loewy (1997): “Free Trade, Growth, and Convergence”, NBER Working Paper 6095, July.

——(2000): “Regional and Global Trade Liberalization In a Multi-Country Growth Model”, *Home Page of Dan Ben-David*, 2000.

Bhagwati, J. N. (1958): “Immiserizing Growth”, *Review of Economic Studies*, June 1958, pp. 201-205.

De Long, J. Bradford (1988): “Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment.” *American Economic Review* 78(December 1988): pp. 1138-1154.

Ohlin, Bertil (1968): *Interregional and International Trade*. Harvard University Press.

Mundell, R. International Trade and Factor Mobility (1957): *American Economic Review* 67(1957), 321-335.

Samuelson, P. A. (1948): “International Trade and The Equalisation of Factor Prices”. *Economic Journal* 58(1948), pp. 163-184.

Samuelson, P. A. (1949): “International Factor-Price Equalisation Once Again”. *Economic Journal* 59(1949), pp. 181-197.

Slaughter, Matthew J. (1997): “Per Capita Income Convergence and the Role of International Trade”, NBER Working Paper 5897, January.

Taylor, Alan M., and Jeffery G. Williamson (1994): “Convergence in the Age of Mass Migration”, NBER Working Paper 4711, April 1994.

(截稿: 2002年12月 责任编辑: 李元玉)