

Os efeitos da evolução da PTF sobre a dinâmica da distribuição de renda

Rogério César de Souza¹, Fernando Garcia² e Jorge Oliveira Pires²

Resumo

O presente artigo apresenta uma abordagem nova e alternativa dentro da literatura empírica que trata da desigualdade, ao investigar em que medida a dinâmica da desigualdade da renda nas economias é afetada pela evolução dos componentes da Produtividade Total de Fatores (PTF). A idéia básica é que a alocação e a utilização dos recursos, bem como a organização da produção, influenciam diretamente a distribuição funcional e pessoal da renda dos países. Inicialmente, a partir da análise de fronteira estocástica, aplica-se a decomposição da PTF sugerida por Bauer (1990) e Kumbhakar (2000) para uma amostra de 38 países ao longo do período de 1970-2000. Então, estimam-se os efeitos diretos da eficiência técnica, da eficiência alocativa, do progresso técnico, das economias de escala sobre a desigualdade de renda dos países.

Os resultados mostram que as eficiências alocativa, técnica e de escala apresentam correlação positiva com o Gini. Isto é, variáveis ligadas ao desempenho do capital “contribuem” para o acúmulo de renda em favor desse fator de produção. O progresso tecnológico, por sua vez, tem efeitos mais gerais sobre as economias, com reflexos diretos sobre a produtividade do trabalho e sobre os salários, redundando em uma distribuição da renda mais equitativa. Isso explica, em boa medida, porque países como Brasil, Chile e México mantiveram elevada desigualdade de renda, a despeito do seu crescimento econômico nos últimos 30 anos.

Abstract

This paper presents a new and alternative approach within the empirical literature dealing with inequality. It investigates to what extent are the dynamics of income inequality in economies affected by the changes in the components of Total Factor Productivity (TFP). The basic idea is that asset allocation and use, as well as production organization, directly influence personal and functional income distribution in countries. Starting with the stochastic frontier analysis, we apply the TFP decomposition suggested by Bauer (1990) and Kumbhakar (2000), for a sample of 38 countries, during the 1970-2000 period. Then, we estimate the direct effects of technical efficiency, allocative efficiency, technical progress, and economies of scale on income inequality of the countries.

The results show that allocative, technical and scale efficiencies are positively correlated with Gini. This means that variables associated to the performance of capital channel income to this productivity factor. Technological progress, in turn, works on the entire economies, with direct effects on labor productivity and wages, resulting in a more equitable income distribution. This largely explains why countries such as Brazil, Chile and Mexico still suffer from high levels of income inequality, in spite of economic growth they have enjoyed in the last 30 years.

Palavras-chave: Desigualdade, curva de Kuznets, Produtividade Total de Fatores, Fronteira Estocástica.

Área de classificação na ANPEC: Macroeconomia, Desenvolvimento e Economia do Setor Público

Código de classificação do JEL: O15, O47, C23

¹ Universidade Presbiteriana Mackenzie e Fundação Getúlio Vargas.

² Fundação Getúlio Vargas.

1. Introdução

No século vinte, a preocupação com a desigualdade de renda sempre esteve presente nas pesquisas econômicas. No entanto, o desafio de elaborar uma teoria sobre a distribuição de renda ganhou força somente em meados dos anos 1960. Desde então, um número considerável de teorias da distribuição foram desenvolvidas e aperfeiçoadas. Essas teorias, muitas vezes rivais ou mesmo complementares, podem ser divididas em duas classes básicas: (i) teorias que são baseadas na crença de que as pessoas podem intervir nos seus destinos e a sociedade pode moldar significativamente a distribuição de renda de seus membros; e (ii) teorias segundo as quais as desigualdades são largamente preordenadas (Sahota, 1978).

De acordo com essa classificação, no primeiro grupo encontram-se desde as teorias de escolha, para as quais as desigualdades de renda são uma consequência da decisão voluntária, até as teorias de herança e institucionais, de acordo com as quais a desigualdade pode ser reduzida, caso seja alterada a ordem social. O segundo grupo pode ser dividido em três escolas, as quais têm como principais pontos: (a) as habilidades dos indivíduos são, em grande medida, determinadas; (b) as desigualdades são causadas por fatores estocásticos; e (c) a desigualdade de renda é, em qualquer ponto do tempo, inevitável devido ao efeito da idade sobre a capacidade dos ganhos dos indivíduos (teorias dos ciclos de vida)

Em linhas gerais, para a primeira escola (i), uma redução da desigualdade não somente é possível como também é, de acordo com certas características do desenvolvimento, automática. Com diferentes abordagens, encontram-se aí Kuznets (1945 e 1955), Johnson (1973), Meade (1964), Pasinetti (1961), Kaldor (1966), Tinbergen (1975), Stiglitz (1969), Tobin (1970) Lindahl (1958 e 1960), Downs (1957), Buchanan (1968), Breton (1974) e Rawls (1971), entre outros. Para a segunda escola (ii), qualquer redução autônoma da desigualdade será efêmera. Autores desse grupo são Gibrat (1931), Shorrocks (1976), Rosen (1976), Becker (1965), Mincer (1970 e 1976), Blaug (1976), Hunt (1961), Schultz (1961), Griliches (1976).

Nos anos 1980 e 1990, com a consolidação de muitas pesquisas amostrais e principalmente com a longevidade dos dados da OIT e da pesquisa de Deininger e Squire (1996), surgiu um grande número de trabalhos empíricos que buscaram identificar os determinantes da desigualdade pessoal da renda. Em boa medida, tais trabalhos tinham como preocupação básica analisar o que passou a ser conhecido, desde o final dos anos 1950, como a hipótese de Kuznets. De acordo com a hipótese de U-invertido de Kuznets, a desigualdade de renda cresce nos primeiros estágios do desenvolvimento econômico e começa a declinar após atingir um ponto de máximo. Os primeiros estudos empíricos realizados com dados de seção transversal que trataram de testar a hipótese Kuznets confirmaram a idéia de U-invertido da desigualdade da renda.

No entanto, esses estudos tinham um tendão de Aquiles. Ao formular sua hipótese, Kuznets estava preocupado em investigar padrões intertemporais da desigualdade da renda, algo de que os dados de seção transversal não dão conta. Na medida em que a dimensão temporal dos dados disponíveis aumentou, técnicas de dados de painel passaram a ser utilizadas para avaliar os aspectos temporais da desigualdade de renda. Os resultados que surgiram dessas análises são conflitantes. Em trabalhos como o de Jha (1996), encontra-se suporte para a hipótese de U-invertido; em direção oposta, Fields e Jakubson (1994) rejeitam a hipótese Kuznets. Deininger e Squire (1998), ao utilizarem os dados de painel de seu artigo de 1996, identificaram a inexistência de uma relação de U-invertido entre desigualdade da distribuição de renda e o nível de desenvolvimento econômico, refutando a hipótese de Kuznets em comparações internacionais. Adicionalmente, os autores buscaram estimar “curvas de Kuznets” nacionais,

por meio da interação de *dummies* de país com os coeficientes do modelo, identificando um padrão de U-invertido para apenas 5 (sendo um deles o Brasil) de uma amostra de 49 países.

O presente artigo apresenta uma abordagem nova e alternativa dentro da literatura empírica que trata da desigualdade, ao investigar em que medida a dinâmica da desigualdade da renda nas economias é afetada pela evolução dos componentes da Produtividade Total de Fatores (PTF) e por indicadores da distribuição de ativos das economias. A idéia básica é que a alocação e a utilização dos recursos, bem como a organização da produção, influenciam diretamente a distribuição funcional e pessoal da renda dos países. Inicialmente, a partir da análise de fronteira estocástica, aplica-se a decomposição da PTF sugerida por Bauer (1990) e Kumbhakar (2000) para uma amostra de 37 países ao longo do período de 1970-2000. A seção 2 apresenta os fundamentos dessa abordagem. Então, estimam-se os efeitos diretos da eficiência técnica, da eficiência alocativa, do progresso técnico, das economias de escala sobre a desigualdade de renda, observadas as diferenças de distribuição de ativos nos países da amostra.

Os resultados mostram que as eficiências alocativa, técnica e de escala apresentam correlação positiva com o Gini. Isto é, variáveis ligadas ao desempenho do capital “contribuem” para o acúmulo de renda em favor desse fator de produção. O progresso tecnológico, por sua vez, tem efeitos mais gerais sobre as economias, com reflexos diretos sobre a produtividade do trabalho e sobre os salários, redundando em uma distribuição da renda mais equitativa. Isso explica, em boa medida, porque países como Brasil, Chile e México mantiveram elevada desigualdade de renda, a despeito do seu crescimento econômico nos últimos 30 anos. Adicionalmente, o artigo propõe uma especificação da curva de Kuznets em que, além do nível de desenvolvimento econômico, são considerados como fatores determinantes da dinâmica da desigualdade a evolução dos componentes da PTF e a evolução da distribuição de ativos. De acordo com tal especificação, a hipótese de U-invertido é verificada na comparação internacional, contrariando os resultados encontrados em Deininger e Squire (1998). A razão é que este artigo substitui as *dummies* de país por variáveis de controle que espelham melhor os padrões nacionais de desenvolvimento e as decisões de política que os condicionam, ao distinguir, por exemplo, a trajetória de crescimento econômico obtida pela acumulação de capital daquela induzida por maior progresso técnico.

2. Fronteira estocástica e a decomposição da PTF

O modelo utilizado é fundamentalmente aquele desenvolvido na literatura sobre eficiência técnica e produtividade. Trata-se da chamada análise de fronteiras estocásticas de produção (SFA). A abordagem de SFA tem como foco a estimação direta de um dos componentes da PTF, o grau de ineficiência técnica. Essa estimação se dá em adição ao chamado progresso técnico, que aqui, como usualmente feito nos modelos empíricos, é captado por meio do emprego de uma tendência temporal e parâmetros que capturam os componentes Solow-neutro e Harrod-neutro da mudança técnica. O modelo usado é em essência aquele elaborado (independentemente) por Aigner, Lovell & Schmidt (1977) e por Meeusen & van den Broeck (1977). Essa formulação foi estendida por Pitt & Lee (1981) e Schmidt & Sickles (1984) para o caso de dados de painel. Desde então, várias sofisticações foram propostas, como a de Battese & Coelli (1992), em que a ineficiência técnica é modelada de forma a variar no tempo.

O modelo genérico de função de produção estocástica é descrito pela equação (1), em que \mathbf{y} é o vetor de quantidades produzidas pelos diversos países, \mathbf{x} é o vetor de fatores de produção utilizados e β , o vetor de parâmetros que definem a tecnologia de produção.

$$y = f(t, \mathbf{x}, \beta) \cdot \exp(v) \cdot \exp(-u), \quad u \geq 0 \quad (1)$$

Os termos \mathbf{v} e \mathbf{u} (vetores) representam distintos componentes do erro. O primeiro refere-se à parte aleatória do erro, enquanto o segundo diz respeito à parte relativa à ineficiência, isto é, a parte que constitui um desvio para baixo com relação à fronteira de produção (o que pode ser inferido pelo sinal

negativo e pela restrição $u \geq 0$). Dessa forma, $f(t, x, \beta) \cdot \exp(v)$ representa a fronteira de produção estocástica e v tem uma distribuição simétrica para captar os efeitos aleatórios dos erros de medida e choques exógenos que fazem com que a posição do núcleo determinístico da fronteira, $f(t, x, \beta)$, varie de país para país. A ineficiência técnica é captada pelo componente do erro $\exp(-u)$. Para cada país i e a cada unidade de tempo t , tem-se:

$$y_{it} = f(t, x_{it}, \beta) \cdot \exp(v_{it}) \cdot \exp(-u_{it}); \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

Para estimar esse modelo é preciso fazer uma série de pressupostos tanto para a forma funcional da tecnologia quanto para os componentes do erro, v e u . O modelo acima pode ser estimado por máxima verossimilhança, uma vez que: (i) sejam tomadas distribuições de probabilidade específicas para v e para u ; (ii) seja suposto que esses dois componentes são independentes entre si e (iii) x seja pressuposto exógeno. Dadas essas condições, valem as propriedades assintóticas tradicionais dos estimadores de MV. Para tanto, assume-se as hipóteses de que $v \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$ e $u \sim NT(\mu, \sigma_u^2)$, isto é, u tem distribuição normal-truncada (com média μ não nula)³. Além disso, pode-se tomar a ineficiência técnica como variante no tempo, segundo a parametrização formulada por Battese & Coelli (1992)⁴:

$$u_{it} = \exp[-\eta(t - T)] \cdot u_i, \quad u_{it} \geq 0 \quad \text{e} \quad i = 1, \dots, N \quad \text{e} \quad t \in \tau(i) \quad (3)$$

Na expressão acima, $\tau(i)$ representa o conjunto de T_i períodos de tempo para os quais há observações disponíveis para a i -ésima unidade, dentre os T períodos possíveis no painel (isto é, $\tau(i)$ pode conter todos os períodos do painel ou apenas um subconjunto de períodos dele). O termo relativo à ineficiência técnica tem um padrão de comportamento temporal ditado pelo sinal de η . Caso esse termo seja positivo, a ineficiência técnica será decrescente no tempo, enquanto que, se for negativo, a ineficiência será crescente. Quando η é nulo, tem-se uma ineficiência técnica que não varia no tempo, também chamada de ineficiência persistente. Essa especificação do padrão de comportamento da ineficiência é um tanto rígida, como admitem os próprios arquitetos do modelo, uma vez que, pela formulação, a ineficiência técnica deve crescer a taxas decrescentes ($\eta > 0$), ou decrescer a taxas crescentes ($\eta < 0$). Além disso, o valor estimado para η é o mesmo para todos os países da amostra, o que significa dizer que o padrão de aumento ou redução da ineficiência é o mesmo para todos os países.

Assumindo uma tecnologia do tipo logarítmica transcendental (translog) e identificando os fatores de produção capital e trabalho por K e L , respectivamente, o modelo pode ser expresso por:

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot t + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \frac{1}{2} \cdot \beta_{tt} \cdot t^2 + \frac{1}{2} \beta_{KK} (\ln K_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{LL} (\ln L_{it})^2 + \\ & + \frac{1}{2} \beta_{KL} (\ln K_{it}) \cdot (\ln L_{it}) + \beta_{Kt} [(\ln K_{it}) \cdot t] + \beta_{Lt} [(\ln L_{it}) \cdot t] + v_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

Os valores das elasticidades da produção com relação ao capital podem ser obtidos a partir da derivação da forma funcional proposta em (2), com relação ao logaritmo natural de cada um dos fatores. Note que, em razão das interações mais abrangentes da translog, tem-se elasticidades específicas para cada país da amostra e para cada instante do tempo. Também a medida de progresso técnico é específica para cada país e instante do tempo.

Bauer (1990) e Kumbhakar (2000) propuseram um tipo de decomposição da produtividade bastante engenhoso, ainda que simples. Essa decomposição vai além da divisão da produtividade em um efeito de alcance e outro relacionado à inovação técnica, tornando evidente o impacto da escala de produção e também da alocação ineficiente dos fatores. Para efetuar essa decomposição é preciso, antes de qualquer

³ Trata-se de uma generalização da distribuição meia-normal ou seminormal, em que é possível testar o caso particular por meio da restrição $\mu=0$.

⁴ Outras maneiras de se modelar a ineficiência técnica no tempo são apresentadas por Kumbhakar (1990), Lee & Schmidt (1993) e Cornwell, Schmidt & Sickles (1990).

coisa, estimar a fronteira estocástica. Uma vez estimada, é possível “compor” a produtividade total dos fatores a partir dos resultados. Os componentes da produtividade podem ser identificados a partir de manipulações algébricas a partir da expressão que denota a parte determinística da fronteira de produção.

De acordo com Pires e Garcia (2004):

$$g_{PTF} = PT - \dot{u} + (RTS - 1) \cdot [\lambda_K \cdot g_K + \lambda_L \cdot g_L] + [(\lambda_K - s_K) \cdot g_K + (\lambda_L - s_L) \cdot g_L] \quad (5)$$

Nessa expressão, os termos s_K e s_L representam os pesos do capital e do trabalho na renda; ε_K e ε_L são as elasticidades da produção com relação ao capital e ao trabalho, respectivamente, com $RTS = \varepsilon_K + \varepsilon_L$, RTS denotando os retornos de escala; g_K e g_L são as taxas de variação nas quantidades dos fatores de produção e

$$\lambda_K = \frac{\varepsilon_K}{RTS}, \lambda_L = \frac{\varepsilon_L}{RTS}.$$

Ou seja, a taxa de variação da produtividade total de fatores, g_{PTF} , pode ser decomposta em quatro elementos:

- (i) o progresso técnico, medido por $PT = \partial \ln f(t, K, L, \beta) / \partial t$;
- (ii) a mudança na eficiência técnica, aproximada por $-\dot{u}$;
- (iii) o efeito da mudança de escala de produção, dada por $(RTS - 1) \cdot [\lambda_K \cdot g_K + \lambda_L \cdot g_L]$; e
- (iv) a mudança na eficiência alocativa, medida por $[(\lambda_K - s_K) \cdot g_K + (\lambda_L - s_L) \cdot g_L]$.

Pode-se então estudar o impacto de cada um dos componentes da variação da PTF. A contribuição das economias de escala depende tanto da tecnologia quanto da evolução das quantidades dos fatores de produção. Note que, se há retornos constantes de escala, então $RTS = 1$, o que cancela o terceiro componente de variação da produtividade. Mas, caso $RTS \neq 1$, há uma parte da variação da produtividade que é explicada pela mudança na escala de produção. No caso de retornos crescentes de escala ($RTS > 1$) e aumento das quantidades dos fatores, então há aumento da taxa de crescimento da produtividade. Se as quantidades dos fatores de produção diminuírem, então haveria redução da taxa de variação da produtividade. O raciocínio análogo inverso pode ser feito para o caso de retornos decrescentes e redução (aumento) das quantidades dos fatores.

Como, por definição, $\lambda_K + \lambda_L = 1$, as distâncias $(\lambda_K - s_K)$ e $(\lambda_L - s_L)$ são simétricas e têm sinais contrários. Assim, uma realocação de fatores, que aumente a intensidade de trabalho e reduza a de capital, traz necessariamente uma mudança na eficiência alocativa. Dessa forma pode-se perceber que, apenas quando não há ineficiências ou rendimentos de escala, a medida de variação da produtividade é idêntica ao progresso técnico.

3. A estimação da fronteira estocástica e a decomposição da PTF

Com base em uma amostra de 60 países, cujas informações quinquenais referem-se ao período que vai de 1960 a 2000, foi estimada a fronteira estocástica de produção agregada. Depois, para uma amostra restrita, em função da disponibilidade de dados, é estimada a evolução da PTF e de seus componentes para um grupo de 38 países entre 1970 e 2000. A seguir, são apresentados os dados empregados na análise, as estimativas da fronteira internacional e os resultados da decomposição da PTF.

3.1. Dados e amostra

O banco de dados deste artigo é constituído por um painel balanceado de dados para a produção agregada e fatores de produção de uma amostra de 60 países que inclui tanto nações ricas quanto pobres. Os dados foram obtidos do *Penn World Tables* (PWT), versão 6.1, e *World Development Indicators 2002* (WDI), para os anos de 1960 a 2000. A seguir, são detalhadas as definições de cada uma das séries de

dados para as variáveis utilizadas nas estimativas econométricas, na seguinte ordem: produção, trabalho e estoque de capital.⁵

Para a variável produção tomou-se o PIB dos países da amostra medido em preços constantes (US\$ de 1996), com ajuste para paridade de poder de compra (PPP). No PWT 6.1 consta a variável *PIB a preços locais constantes de 1996*, a qual é a soma dos componentes da demanda agregada. Essa série é multiplicada pela taxa de câmbio de 1996 (US\$/L\$) dos países e, na seqüência, pelo fator de ajuste da paridade do poder de compra das moedas, o que resulta na série para produção empregada nas estimativas. Trata-se de uma série encadeada que procura refletir a evolução das quantidades produzidas.

No que diz respeito aos dados sobre o trabalho, foi utilizada como *proxy* da força de trabalho a população em idade ativa (PIA) do WDI 2002. Uma outra possibilidade seria usar os dados relativos à força de trabalho que constam no PWT. Estes podem ser obtidos por meio de uma transformação, usando a variável *real GDP per worker (rgdpwok)*. Contudo, uma análise mais detalhada da evolução das duas séries de dados por país indica uma confiabilidade maior dos dados relativos à população em idade ativa, que por isso foi escolhida para nossas estimativas.

No PWT 6.1 não há série para o estoque de capital dos países⁶. Como para nossas estimativas é necessário ter dados para essa variável, recorreu-se ao tradicional método do inventário perpétuo. O método do inventário perpétuo permite a montagem de uma série de dados de estoque de capital a partir de uma estimativa para o estoque de capital inicial, conseguida com base nos dados de investimento, da suposição de uma taxa de crescimento estável para um determinado período e suposições para a taxa de depreciação. A medida de estoque de capital inicial é bastante sensível aos problemas de erros de medida encontrados para alguns países no que diz respeito ao fluxo de investimentos (e também para o crescimento do PIB).

A série de investimentos utilizada nos cálculos do estoque de capital foi obtida multiplicando-se o PIB em moeda local constante de 1996 pela taxa de investimento “corrente” e em seguida transformando-se o resultado em US\$ pela taxa de câmbio de 1996. O PIB em moeda local de 1996 foi obtido pela somatória simples de seus componentes que estão disponíveis na planilha *nafinalpwt* do PWT. Já a taxa de investimento corrente foi conseguida dividindo-se o valor do investimento em moeda local corrente pelo PIB corrente. A taxa de câmbio utilizada consta da série para a variável *XRAT*, presente na planilha *nafinalpwt* do PWT.

Uma vez de posse da série para os investimentos, o estoque de capital inicial foi calculado. Para tanto, tomou-se como “ponto central” o ano de 1965. Em seguida utilizou-se o método do inventário perpétuo para construção do restante da série. A razão porque a série de estoque de capital utilizada neste trabalho foi construída em valores constantes, sem ajuste pela paridade de poder de compra, remete à idéia de que as decisões de investimento são tomadas levando em conta preços relativos domésticos. Cohen & Soto (2003) também atentam para isso e argumentam que o ajuste PPP impõe aos países mais pobres (que os EUA), preços relativos distintos dos de mercado e uma produtividade marginal do capital aparentemente elevada. Como é sabido, o preço dos bens de investimento ao longo do tempo tem caído relativamente ao preço dos demais produtos, movimento que se acentuou com a crescente produção dos

⁵ Os países da amostra são os seguintes: Alemanha, Argentina, Austrália, Áustria, Bélgica, Bolívia, Brasil, Canadá, Chile, China, Cingapura, Colômbia, Coréia do Sul, Costa Rica, Dinamarca, Egito, El Salvador, Equador, Espanha, Estados Unidos, Filipinas, Finlândia, França, Holanda, Grécia, Guatemala, Honduras, Hong Kong, Índia, Indonésia, Irlanda, Islândia, Israel, Itália, Jamaica, Jordânia, Japão, Luxemburgo, Malásia, Marrocos, México, Nicarágua, Noruega, Nova Zelândia, Panamá, Paquistão, Paraguai, Peru, Portugal, Reino Unido, República Dominicana, Síria, Sri Lanka, Suécia, Suíça, Tailândia, Trinidad e Tobago, Turquia, Uruguai e Venezuela.

⁶ Na documentação do banco de dados PWT 6.1 uma série de variáveis aparecem como “ainda não disponíveis”, dentre elas a variável *Kapw – capital stock per worker* e algumas subdivisões do estoque de capital (e.g. *residential construction; non residential construction; transport equipment*).

setores de tecnologia de informação e comunicação. Efetivamente a qualidade dos produtos desse setor tem melhorado continuamente, com seguidas quedas de preço e aprofundamento do uso de capital. Como consequência, a parte que cabe aos fatores de produção na explicação do crescimento econômico cresce, tornando a parte relativa à produtividade menor. Quando se faz ajuste para PPP nos valores para o estoque de capital, esses movimentos acabam sendo exacerbados.

Os números para s_K e s_L foram obtidos basicamente a partir de dois bancos de dados: (i) o *National Accounts* da OECD, que traz as informações de 1970 a 2000 para os 30 membros; e (ii) o Sistema de Contas Nacionais (ou SNA68 – *System of National Accounts*) elaborado pela Organização das Nações Unidas (ONU). Para os países membros da OECD que pertencem à amostra deste estudo, optou-se por empregar apenas a base dessa organização, a qual se encontra homogeneizada e tem mais informações do que o SNA, algumas delas estimativas. As informações dos demais países não-membros da OECD foram extraídas em sua maioria do SNA68.

No caso de alguns países, os dados não estavam disponíveis no SNA68, em geral no primeiro ou no último ano da amostra. Para esses países, buscaram-se fontes alternativas. Dentre essas fontes pode-se listar a CEPAL para os dados da Bolívia (2000), Costa Rica (2000)⁷, Trinidad & Tobago (2000) e Jamaica e Peru (1995 e 2000), o MIDEPLAN para o Chile (1975 a 1985 e 2000). No caso do Brasil, as estatísticas foram extraídas diretamente de três publicações: IBGE (1988), IBGE (1995) e IBGE (2002).⁸

3.2. A estimação da fronteira mundial e a evolução da PTF e seus componentes

A estimação do modelo foi feita usando o software STATA 8, que já tem, entre os modelos pré-programados, o de Battese & Coelli (1992)⁹. Inicialmente, várias especificações alternativas à transcendental logarítmica foram testadas, que é a base da presente análise. As especificações alternativas impõem diferentes restrições sobre os parâmetros, de tal sorte que a simples comparação dos resultados dos modelos, por meio da razão de verossimilhança, permite averiguar se a especificação restrita é válida. Contudo, nenhuma dessas especificações resultou melhor que a translog completa, cujos resultados são apresentados na tabela 1.

Note-se que os parâmetros estimados são todos significativos a 1%, com exceção dos coeficientes associados ao quadrado da PIA, que é significativo a 26,6%, e o associado à interação do capital com o trabalho, que é significativo a 2,9%. O coeficiente para a média do componente de erro relativo à ineficiência, μ é significativo a 1%, indicando que a distribuição normal truncada é apropriada (caso não fosse significativo, recair-se-ia no caso da distribuição semi-normal). O coeficiente η é positivo, o que indica que a ineficiência técnica deve crescer a taxas decrescentes (movimento de alcance da fronteira). Esse tipo de trajetória deve ocorrer para todos os países da amostra, em função do η estimado ser único (não é específico para cada país).

Os coeficientes β_t e β_{tt} indicam que a parte neutra do progresso técnico tem um efeito negativo sobre a produção e para que haja progresso técnico (positivo) é necessário que a parte não neutra do progresso técnico compense esse efeito. Os sinais dos coeficientes β_{kt} e β_{nt} indicam, respectivamente, que a parte não neutra do progresso técnico caminha junto com o capital (sinal positivo de β_{kt}), e inversamente com o fator trabalho (sinal negativo de β_{nt}), isto é, o progresso técnico tem efeito poupador de mão-de-obra e é mais intenso nos países relativamente abundantes em capital.

⁷ Para a Bolívia e a Costa Rica foram utilizados, no ano de 2000, os valores de 1999.

⁸ No caso do Chile, não havia informação disponível para 1970 em nenhuma das fontes consultadas. Nesse caso, para evitar a perda de um país latino-americano importante na amostra, optou-se por empregar o valor referente a 1973, primeiro ano para o qual o sistema de contas nacionais desse país oferece essas informações.

⁹ A estimação pelo software Frontier 4.1 deu resultados muito semelhantes, nesse caso.

Tabela 1 Modelo de ineficiência variável no tempo (B&C, 1992)

Iny	Coefficientes	Erro Padrão	z	P>z	Intervalo de confiança 95%	
					inferior	superior
β_t	-0,2173	0,0538	-4,0400	0,0000	-0,3228	-0,1118
β_k	1,2755	0,2096	6,0900	0,0000	0,8647	1,6863
β_n	-0,8272	0,2418	-3,4200	0,0010	-1,3010	-0,3533
β_{tt}	-0,0069	0,0021	-3,2800	0,0010	-0,0111	-0,0028
β_{kk}	-0,0521	0,0155	-3,3500	0,0010	-0,0826	-0,0217
β_{nn}	0,0234	0,0210	1,1100	0,2660	-0,0178	0,0646
β_{kn}	0,0706	0,0324	2,1800	0,0290	0,0071	0,1342
β_{kt}	0,0160	0,0033	4,9400	0,0000	0,0097	0,0224
β_{nt}	-0,0106	0,0038	-2,7900	0,0050	-0,0180	-0,0031
β_o	5,6473	2,4194	2,3300	0,0200	0,9054	10,3892
μ	0,2321	0,0714	3,2500	0,0010	0,0922	0,3721
η	0,0689	0,0131	5,2500	0,0000	0,0431	0,0946
$\ln \sigma^2$	-3,1108	0,3311	-9,4000	0,0000	-3,7597	-2,4619
$\text{ilgt } \gamma$	0,8791	0,4929	1,7800	0,0750	-0,0870	1,8451
σ^2	0,0446	0,0148			0,0233	0,0853
γ	0,7066	0,1022			0,4783	0,8635
σ_u^2	0,0315	0,0149			0,0023	0,0607
σ_v^2	0,0131	0,0009			0,0113	0,0148

Com os resultados da estimação do modelo para os 60 países da amostra, e de posse dos dados sobre distribuição funcional da renda (s_K e s_L), é possível decompor a produtividade nos moldes apresentados na segunda seção deste artigo. Contudo, os dados para as participações dos fatores de produção na renda não estão disponíveis para todas essas nações. Foi possível apenas obter dados para 38 países, entre 1970 e 2000, o que restringe a eles a decomposição “completa” da PTF. A tabela 2 apresenta as variações médias anuais entre 1970 e 2000.

O exercício de ordenar os países pela magnitude da variação da produtividade média nesses trinta anos revela um resultado contundente. Todos os primeiros colocados (até a 21ª. posição) são membros da OECD, o chamado “clube dos desenvolvidos”. Dentre eles, destacam-se as performances dos Estados Unidos, Grã-Bretanha, França, Suécia, Áustria, Alemanha, Dinamarca, Japão, Suécia, Bélgica e Finlândia, todos com expansão da produtividade superior a 1,8% ao ano. No bloco intermediário começam a aparecer alguns países latino-americanos em meio a nações do Pacífico (Brasil, México, Coréia e Hong Kong). Com taxas de crescimento da PTF relativamente baixas aparecem os demais países latino-americanos em meio à Grécia e Jordânia.

O aspecto mais importante, contudo, é o fato de que há vários padrões distintos de crescimento da produtividade. Por exemplo, Brasil e Coréia apresentaram evoluções médias da PTF semelhantes, mas para o Brasil foram relativamente mais importantes os ganhos de escala, enquanto os ganhos alocativos são relativamente mais importantes para a Coréia. Outro exemplo é a comparação dos padrões de evolução da PTF da França e da Alemanha. Com taxas médias de crescimento da PTF também muito próximas, a França figura como uma taxa média de progresso técnico 50% superior à da Alemanha. Esses fatos são particularmente relevantes para a presente pesquisa porque os componentes da PTF podem ter efeitos de sinais e magnitudes distintas sobre a dinâmica da desigualdade.

Tabela 2. Fontes do crescimento econômico 1970-2000 – variações (%) médias anuais

País	Crescimento econômico	Acumulação de capital	Expansão do trabalho	Produtividade					Choques aleatórios
				Variação da PTF	Progresso técnico	Ineficiência técnica	Ganhos de escala	Ganhos alocativos	
AUS	3,55	1,58	0,98	1,67	0,27	-1,36	-0,12	0,14	-0,68
AUT	3,09	1,56	0,32	1,94	0,27	-1,37	-0,17	0,47	-0,72
BEL	2,84	1,27	0,20	1,84	0,26	-1,37	-0,11	0,32	-0,46
BOL	2,34	0,92	0,84	0,52	-0,71	-1,37	-0,09	-0,04	0,06
BRA	4,77	3,61	1,14	1,35	-0,10	-1,37	0,32	-0,24	-1,33
CAN	3,47	1,30	1,06	1,78	0,27	-1,36	-0,05	0,20	-0,68
CHE	1,80	1,07	0,41	1,85	0,47	-1,37	-0,16	0,17	-1,53
CHL	4,39	2,83	0,84	0,89	-0,43	-1,36	-0,06	0,02	-0,17
COL	4,13	2,89	1,14	0,98	-0,45	-1,36	0,08	-0,01	-0,88
CRI	4,29	3,06	1,65	0,63	-0,62	-1,37	-0,47	0,37	-1,06
DNK	2,23	0,99	0,26	1,90	0,29	-1,37	-0,16	0,39	-0,92
ECU	4,08	4,22	0,77	0,40	-0,70	-1,36	-0,15	-0,10	-1,31
ESP	3,40	2,04	0,43	1,74	0,23	-1,37	0,01	0,14	-0,80
FIN	3,18	1,35	0,26	1,80	0,19	-1,37	-0,19	0,42	-0,22
FRA	2,90	1,37	0,42	2,02	0,45	-1,37	0,01	0,18	-0,90
GBR	2,33	0,89	0,19	2,06	0,32	-1,36	0,03	0,34	-0,81
GER	2,48	1,22	0,22	1,90	0,53	-1,37	0,03	-0,04	-0,86
GRC	3,19	3,54	0,23	0,61	0,02	-1,37	-0,16	-0,60	-1,19
HKG	6,70	4,42	1,20	1,31	-0,07	-1,36	-0,44	0,45	-0,23
IRL	5,06	1,81	0,69	1,51	-0,08	-1,37	-0,29	0,51	1,05
ISL	3,61	1,51	0,87	1,27	-0,13	-1,37	-0,69	0,73	-0,03
ITA	3,03	1,65	0,20	1,73	0,36	-1,37	0,03	-0,04	-0,55
JAM	1,31	1,52	0,86	0,78	-0,55	-1,37	-0,27	0,24	-1,86
JOR	5,09	4,53	1,81	0,37	-0,80	-1,36	-0,58	0,40	-1,62
JPN	4,42	2,77	0,38	1,86	0,61	-1,37	0,12	-0,24	-0,58
KOR	7,72	5,50	1,00	1,39	-0,11	-1,37	0,16	-0,02	-0,17
MEX	4,29	3,64	1,18	1,25	-0,17	-1,36	0,20	-0,13	-1,78
NLD	3,02	1,19	0,60	1,77	0,31	-1,37	-0,09	0,19	-0,54
NOR	3,50	1,36	0,33	1,70	0,29	-1,37	-0,20	0,23	0,12
NZL	2,06	1,30	0,75	1,40	0,07	-1,37	-0,25	0,20	-1,38
PER	2,71	1,85	0,92	1,03	-0,30	-1,37	-0,04	0,01	-1,08
PRT	3,96	2,38	0,28	1,73	-0,07	-1,37	-0,14	0,58	-0,44
SWE	2,24	0,80	0,20	1,94	0,31	-1,37	-0,10	0,36	-0,70
THA	6,73	7,27	0,62	0,04	-0,50	-1,36	0,34	-1,15	-1,19
TTO	3,10	2,18	0,86	0,84	-0,53	-1,36	-0,47	0,48	-0,78
TUR	4,67	4,41	0,73	0,68	-0,40	-1,36	0,20	-0,47	-1,15
USA	3,28	1,16	0,86	2,20	0,57	-1,36	0,16	0,11	-0,94
VEN	1,52	1,72	1,29	1,10	-0,19	-1,36	-0,11	0,03	-2,60

4. Os efeitos da evolução da PTF sobre a dinâmica de distribuição de renda

Estimada a evolução da PTF e de seus componentes para os 38 países da amostra entre 1970 e 2000, cabe agora avaliar seus efeitos sobre a dinâmica da desigualdade de renda. Para esse grupo de nações e cobertura temporal, foram geradas 266 observações de variação da PTF e de seus componentes. Os dados de desigualdade de renda, obtidos em Deininger e Squire (1996), Tabatabai (1998), IDB (1998) e World Bank (2002), não atingem esse número de observações. Ao total, foram obtidos 187 observações de gini para esses 38 países, com periodicidade quinquenal entre 1970 e 2000. A amostra se reduz em 10 observações quando se introduz uma importante variável de controle, que é o índice de desigualdade da escolaridade (L de Theil), um indicador da distribuição de ativos das nações, construído com base em Barro e Lee (1996). Por isso, as regressões que seguem têm entre 187 e 177 observações.

Inicialmente, para avaliar os determinantes da desigualdade, foram especificados três modelos, os quais têm como variável dependente o índice Gini da distribuição de renda. Os modelos têm em comum variáveis explicativas tais como a participação do capital na renda nacional, a taxa de progresso técnico e as taxas de variação da eficiência alocativa, da eficiência técnica e da eficiência de escala. No primeiro modelo, seguindo uma especificação mais tradicional, acrescentou-se a escolaridade média como mais

uma variável de controle. No segundo modelo, a distribuição da escolaridade aparece como a variável adicional. No terceiro e último modelo, estão presentes essas duas variáveis. Todos os modelos foram estimados tanto por Mínimos Quadrados Ordinários como por técnicas de efeitos de aleatórios. A tabela 3 apresenta os resultados.¹⁰

Tabela 3. Fatores determinantes da desigualdade, 1970-2000

Variável dependente: Gini	MQO	Random Effects	MQO	Random Effects	MQO	Random Effects
Participação do capital na renda	,3277*** (,0806)	,2274*** (,0798)	,5736*** (,0768)	,4244*** (,0764)	,3735*** (,0820)	,2393*** (,0789)
Progresso técnico	-2,3231 (1,5828)	-1,9040 (1,7668)	-3,5345** (1,7331)	-1,144 (1,9353)	-3,1186** (1,6227)	-3,3594* (1,8541)
Eficiência técnica	,15028*** (,0410)	,1185 (,0767)	,1312*** (,0436)	,0833 (,0795)	,1694*** (,0415)	,15769** (,0762)
Eficiência alocativa	5,0852*** (1,8102)	2,6858** (1,2654)	8,4863*** (1,9208)	2,6718** (1,3548)	6,5321*** (1,8376)	2,9727** (1,2536)
Escala	8,5931*** (2,5335)	6,4151** (2,8781)	11,1861*** (2,7604)	2,9763 (3,0111)	10,4208*** (2,5857)	6,8388** (2,8962)
Escolaridade	-,01172*** (,0024)	-,0152*** (,0028)			-,0125*** (,0025)	-,0154*** (,0029)
Theil da escolaridade			,0637*** (,0208)	,05829*** (,02139)	,0538*** (,0195)	,0556*** (,0199)
N	187	187	177	177	177	177
R ²	,5873	,5880	,5505	,5234	,6070	,6091

Nota: Os números entre parênteses representam os desvios padrão dos estimadores. Significativos a 1% (***), a 5% (**) e a 10% (*). No R² Ajustado, considerou-se o valor total no modelo de efeitos aleatórios.

Em todos os modelos, quase todos os coeficientes estimados apresentam significância estatística ao nível de 5%. Os sinais das variáveis já não são tão intuitivos. Nesses modelos, aumentos da participação do capital na renda, eficiência alocativa, técnica e de escala apresentam correlação positiva com o Gini, ou seja, variáveis que estão ligadas ao desempenho do capital “contribuem” para o acúmulo de renda em favor desse fator de produção. Isso está de acordo com a idéia de que aumentos da produtividade do capital estão relacionados a aumentos da remuneração do capital. O progresso tecnológico contribui negativamente com a desigualdade, ou ainda, maior o progresso tecnológico, menor a desigualdade de renda dentro dos países. Em certo sentido, isso significa que avanços tecnológicos têm efeitos mais gerais sobre as economias e não são capturados de modo privado; ou ainda, tem reflexos diretos sobre a produtividade do trabalho, e conseqüentemente sobre os salários, com resultados mais equitativos da distribuição da renda. A escolaridade média aparece negativamente correlacionada com o Gini, no primeiro e no terceiro modelos, ao passo que a desigualdade da distribuição de escolaridade aparece com o sinal positivo e significativo. Na terceira regressão, em que há um R² (*overall*) de 61%, o progresso técnico, que não é tão significativo nos demais modelos, figura com um nível de significância de 7%.

Para avaliar a hipótese de Kuznets, foram especificados outros dois modelos, os quais têm como variável dependente o índice Gini da distribuição de renda e como variáveis independentes os fatores determinantes da desigualdade e indicadores do nível de renda per capita. Nas duas primeiras colunas, são empregados o ln do PIB por trabalhador e seu quadrado, para capturar a ocorrência, ou não, de um padrão

¹⁰ Nessa formulação econométrica não é admitido o uso de efeitos fixos, visto que os componentes da PTF foram obtidos por meio de modelos de componentes de erro.

de U-invertido da relação entre desigualdade e desenvolvimento econômico. Nas duas outras colunas, são empregados o ln do estoque de capital por trabalhador e seu quadrado, para indicar o grau de desenvolvimento econômico, aos moldes do que propõe a literatura de crescimento econômico – Stiglitz (1969). A tabela 4 apresenta as estimativas.

Tabela 4. Curva de Kuznets, 1970-2000

Variável dependente: Gini	MQO	Random Effects	MQO	Random Effects
Lny	,8396*** (,3165)	,6389** (,2542)	– –	– –
Lny ²	–,0452*** (,0167)	–,0328** (,0133)	– –	– –
Lnk	– –	– –	,1810* (,0990)	,1951** (,0924)
Lnk ²	– –	– –	–,0099** (,0048)	–,0097** (,0045)
Participação do capital na renda	,3074*** (,0848)	,2309*** (,0811)	,3192*** (,0833)	,2066** (,0854)
Progresso técnico	–3,7031* (2,0620)	–5,5470*** (2,0479)	–1,2548 (1,9166)	–4,0774** (2,0005)
Eficiência técnica	,1813*** (,0436)	,1360* (,0805)	,1277*** (,0429)	,1558** (,0767)
Eficiência alocativa	5,0499*** (1,9026)	1,7999 (1,3149)	5,8611*** (1,8287)	2,3147* (1,2751)
Escala	10,3041*** (2,5726)	6,8523** (2,9495)	10,2828*** (2,5331)	6,2908** (2,8962)
Escolaridade	–,0078** (,0033)	–,0165*** (,0038)	–,0067** (,0032)	–,0139*** (,0043)
Theil da escolaridade	,0659*** (,0201)	,0722*** (,0206)	,0593*** (,0204)	,0689*** (,0212)
N	177	177	177	177
R ²	,6202	,6117	,6243	,6215

Nota: Os números entre parênteses representam os desvios padrão dos estimadores. Significativos a 1% (***), a 5% (**) e a 10% (*). No R² Ajustado, considerou-se o valor total no modelo de efeitos aleatórios.

Em linhas gerais, os resultados são muito expressivos. Os componentes da PTF apresentam significância estatística em todos os modelos. Assim como nos modelos apresentados na tabela 3, escala, eficiência técnica e eficiência alocativa afetam de modo positivo o Gini, ou seja, são fatores que contribuem para a desigualdade. Por sua vez, progresso técnico influencia negativamente a dinâmica de desigualdade, ou ainda, é um fator que favorece a distribuição de renda entre e intra-países. A escolaridade também aparece como variável importante para explicar a dinâmica de desigualdade. Com sinal esperado, essa variável de controle pode ser tomada como *proxy* para a acumulação de ativos (capital humano). Maior essa acumulação, menor a desigualdade. A distribuição da escolaridade é a variável que favorece o ajuste do modelo, visto que ela traduz com acuidade a própria evolução da distribuição de oportunidades nas economias da amostra.

5. Considerações finais

O principal ponto a ser observado é que as especificações desses modelos corroboram a hipótese de U-invertido de Kuznets. Isso é verdade tanto para a especificação com o logaritmo do produto como para a com o logaritmo do estoque de capital por trabalhador, recuperando um resultado descartado em Deininger e Squire (1998). Em outras palavras, a especificação aqui adotada, que considera uma gama mais ampla de dimensões do desenvolvimento econômico – os componentes da evolução da PTF e os indicadores de distribuição de oportunidades –, resgata a conjectura de Kuznets de que o processo de acumulação capitalista passa por um período de concentração de renda até atingir um ponto de inflexão, a partir do qual os frutos do crescimento econômico são melhor distribuídos entre os cidadãos.

6. Referências

- Aigner, D. J., Lovell, C. A. K. & Schmidt, P. (1977): Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models, *Journal of Econometrics*, 6, 21-37.
- Barro, R. and Lee, J. (1996). International Measures of Schooling Years and Schooling Quality. *American Economic Review*, 86, 218-223.
- Battese, G. E. & Coelli, T.J. (1992): Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farms in India, *Journal of Productivity Analysis*, 3, 153-169.
- Bauer, P. W. (1990): Decomposing TFP in the Presence of Cost Inefficiency, Nonconstant Returns to Scale, and Technological Progress, *Journal of Productivity Analysis*, 1, 287-299.
- Deininger, K. & Squire, L. (1996): A new data set measuring income inequality. *The World Bank Economic Review*, 10 (3).
- Deininger, K. and Squire, Lyn (1998). New Ways of looking at old issues: inequality and growth. *Journal of Development Economics*, vol. 57, p 259-287, 1998.
- IDB - Inter-American Development Bank (1998). *América Latina frente a la desigualdad*. Washington, D.C. Inter-American Development Bank.
- Islam, N. (1995): Growth Empirics: A Panel Data Approach. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CX, 1127-1170. Islam (2001)
- Kumbhakar, S. C. & Lovell, C. A. K. (2000): *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Kumbhakar, S. C. (2000): Estimation and Decomposition of Productivity Change When Production is Not Efficient, *Econometric Reviews*, 19, 425-460.
- Meeusen, W. & van den Broeck (1977): Efficiency Estimation From Cobb-Douglas Production Functions With Composed Error, *International Economic Review*, 18, 435-444.
- Nehru, V. & Dhareshwar, A. (1993): A new data base on physical capital stock: sources, methodology and results. *Revista de Análisis Económico*, Vol. 8, No. 1, 37-59.
- Pires, J.O. e Garcia, F. (2004): Productivity of Nations a stochastic frontier approach to TFP decomposition. *Proceedings of the 2004 Latin American Meeting of the Econometric Society*. Santiago de Chile.
- Pitt, M. M. e Lee, L. F. (1981): The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry, *Journal of Development Economics*, 9, 43-64.
- Sahota, G.S. (1978): Theories of Personal Income Distribution: A survey. *Journal of Economic Literature*, vol. 16, n.1 (Mar.1978), 1-55.
- Schmidt, P. & Sickles, R. (1984): Production Frontiers and Panel Data, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 2, no. 4, 367-374.
- Stiglitz, J. E. (1969). Distribution of Income and Wealth Among Individuals, *Econometrica*, Vol. 37, nº 3, Julho, 382-397
- Tabatabai, Hamid (1998): *Statistics on Poverty and Income Distribution: an ILO compendium of data*. Geneva : International Labor Office.
- World Bank (2002): *World Development Indicators 2002*. CD-ROM. Washington D. C.

